

NHH

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Bergen, våren 2014



Sparing i unge norske husholdninger i perioden 2000 - 2011

*Finnes det forsiktighetsmotivert sparing blant unge norske
husholdninger?*

Oddmund Berg og Charlotte Aarrestad

Veileder: Gernot Doppelhofer

Masterutredning i Finansiell Økonomi og Økonomisk Analyse

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer inntar for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

I denne oppgaven beregner og kartlegger vi sparingen i unge norske husholdninger over perioden 2000-2011. Vi bruker arbeidsledighet som mål på inntektsusikkerhet og forsøker ved enkel økonometrisk metode å foreta en direkte estimering av forsiktighetsmotivert sparing.

Sparingen beregnes ved hjelp av et paneldatasett fra Statistisk Sentralbyrås registerdatabase. For å kartlegge denne brukes en OLS-regresjon. I prosessen finner vi at ett prosentpoeng høyere arbeidsledighet er assosiert med 8 % - 9 % høyere sparing. Vi viser at ulike kilder til heterogenitet som alder, geografi og familiekonstellasjon påvirker hvordan husholdningene sparer. Vi drøfter alder og sparing i lys av teori om livssyklus sparing, forsiktighetsmotivert sparing, buffersparing og likviditetsbeskrankninger, og finner trekk fra disse teoriene i spareatferden. Videre gis det en diskusjon av hvordan år-spesifikke hendelser, som gir utslag i sparingen, kan sees i sammenheng med konjunkturelle forhold i perioden.

Vi utfører så en direkte estimering ved hjelp av "Fixed-Effects"-transformasjon, hvor vi benytter arbeidsledigheten i husholdningenes bostedskommune som mål på inntektsusikkerhet. Vi finner estimerer på at en økning i arbeidsledighet på ett prosentpoeng gir forsiktighetsmotivert sparing mellom 3,8 % og 10,5 %, avhengig av hvilke kontrollvariabler som inkluderes. Modellenes estimerer er særlig avhengig av hvordan vi kontrollerer for disponibel inntekt. I oppgaven argumenter vi for at den faktiske forsiktighetsmotiverte sparingen i utvalget sannsynligvis er høyere enn våre estimerer viser, og vi konkluderer med at det eksisterer forsiktighetsmotivert sparing i unge norske husholdninger.

Vi tester også for tilsvarende sammenheng ved å bruke et alternativt mål på inntektsusikkerhet, nemlig prosentvis standardavvik i forventet livstidsinntekt for en gitt utdanningsgruppe. Resultatene impliserer at ett prosentpoeng høyere standardavvik i livstidsinntekten assosieres med mellom 8 % og 16 % lavere sparing når det kontrolleres for størrelse på forventet livstidsinntekt. Vi argumenterer for at dette resultatet er preget av forventningsskjevhet og modelleringsproblemer.

Forord

Denne utredningen markerer en avsluttende del av vårt masterstudium i finansiell økonomi og økonomisk analyse ved Norges Handelshøyskole (NHH).

Valg av tema gjenspeiler vår felles interesse for samfunnsøkonomisk analyse og tematikken som omhandler individers konsum og sparevalg. I arbeidet med oppgaven har vi anvendt mye av kunnskapen vi har opparbeidet oss gjennom studieløpet. Særlig har vi dratt nytte av kurs i økonometrisk metode, mikro- og makroøkonomi.

Det har vært svært givende og lærerikt å gå veien fra rådata til resultater som kan tolkes i et teoretisk rammeverk. Prosessen har gjort oss bevisste på hvor komplisert og tidkrevende det er å forske på mikrodata. Vi føler fortsatt at det er mulig å trekke analysene enda lengre, og det er mange ting vi gjerne skulle undersøkt. Likevel synes vi at vi har oppnådd vår målsetting om å undersøke sparing i norsk kontekst ved bruk av mikrodata. Forhåpentligvis kan også studien danne grunnlag for videre forskning.

I arbeidet med oppgaven har vi vært så heldige å få adgang til Statistisk Sentralbyrå i Oslo, og benytte oss av deres registerdatabase. Det er vi veldig takknemlige for. Uten dette hadde det ikke vært mulig å gjennomføre denne studien. I tillegg vil vi rette en ekstra stor takk til Elin Halvorsen og Andreas Fagereng ved SSBs forskningsavdeling, for genuint engasjement og god støtte gjennom hele våren.

Fra NHH vil vi rette en stor takk til vår veileder, Gernot Doppelhofer, for innsiktsfulle innspill, god oppfølging og oppmuntrende tilbakemeldinger i arbeidet med oppgaven.

Til slutt ønsker vi å takke våre gode venner som har stilt sine hjem til disposisjon i anledning våre opphold i Oslo.

Bergen, juni 2014

Charlotte Aarrestad

Oddmund Berg

Innholdsfortegnelse

Sammendrag	1
Forord.....	2
Figurliste	5
Tabelliste.....	5
Appendiks	6
Kapittel 1: Innledning	7
1.1 Generell tematisering	7
1.2 Presentasjon av forskningsspørsmål	7
1.3 Avgrensning	9
1.4 Utredningens struktur.....	9
Kapittel 2: Teori	10
2.1 Keynes konsumteori.....	10
2.2 Intertemporale konsum- og sparevalg.....	12
2.2.1 Optimeringsproblemet.....	13
2.2.2 Livssyklus- og permanentinntektshypotesens implikasjoner for sparing	16
2.2.3 Livssyklus- og permanentinntektshypotesen og empiri	17
2.3 Usikkerhet og forsiktighetsmotivert sparing	18
2.3 Buffersparing	21
2.4 Likviditetsbeskrankninger	22
2.5 Oppsummering av teorien	23
2.6 Litteraturgjennomgang av forsiktighetsmotivert sparing.....	23
Kapittel 3: Økonometrisk metode	27
3.1 Tradisjonell minste kvadraters metode	27
3.2 Fixed-Effects transformasjon	30
3.3 Seriekorrelasjon og heteroskedastisitet	32
3.4 Potensielle problemer i spesifikasjonen	33
3.5 Hyperbolsk transformasjon	34
Kapittel 4: Beskrivelse av data.....	35
4.1 Datagrunnlag	35
4.2 Databehandling	35
4.3 Den avhengige variabelen	36
4.3.1 Hva er sparing?	36
4.3.2 Beregning av aktiv sparing	37
4.3.3 Svakheter med vår spareestimering	39

4.4 De uavhengige variablene	40
4.5 Deskriptiv statistikk	43
Kapittel 5: Resultater og analyse.....	46
5.1 Forskningsspørsmål 1:	47
Empirisk kartlegging av sparing i unge norske husholdninger i perioden 2001-2011	47
5.1.1 Modellspesifikasjoner og resultat OLS-modell	47
5.1.2 Test av forutsetninger.....	54
5.1.3 Innledende om alders- og tidseffekter	55
5.1.4 Nærmere om alderseffekter i lys av teori	56
5.1.4 Nærmere om tidseffekter i lys av konjunkturrelle forhold	59
5.2 Forskningsspørsmål 2:	63
Forsiktighetsmotivert sparing i unge norske husholdninger	63
5.2.1 Spesifikasjon og resultat FE-modell	63
5.2.2 Test av modellens forutsetninger	66
5.2.3 Sekundær analyse med livstidsinntektens standardavvik som usikkerhetsmål	67
5.3 Diskusjon og analyse av resultatene	70
Kapittel 6: Oppsummering og konklusjon	79
Kilder	81

Figurliste

Figur 1: Livssyklushypotesen	13
Figur 2: Forsiktighetsmotivert sparing	20
Figur 3: Arbeidsledighetens fordeling i utvalget	40
Figur 4: Alderskoeffisienter fra OLS	51
Figur 5: Tidskoeffisienter fra OLS	52
Figur 6: Histogram av residualer.....	55
Figur 7: Median sparing over tid for fire aldersgrupper	56
Figur 8: Total sparing og disponibel inntekt over alder	57
Figur 9: Finanssparing og gjeldsopptak over alder	58
Figur 10: Histogram av residualer.....	67

Tabelliste

Tabell 1: Familekonstellasjoner	36
Tabell 2: Beregnet sparing i absolutt verdi og hyperbolsk transformert	39
Tabell 3: Deskriptiv statistikk av rådatasett.....	43
Tabell 4: Antall fjernede og gjenværende observasjoner	44
Tabell 5: Deskriptiv statistikk av benyttede variabler	44
Tabell 6: OLS-modell 1 og 2 for kartlegging av sparing	48
Tabell 7: Test av seriekorrelasjon	54
Tabell 8: Fixed-effects regresjon av forsiktighetsmotivert sparing	64
Tabell 9: Utvalgte koeffisienter fra sekundær analyse	68

Appendiks

Appendiks A: Dataappendiks

Tabell A.1: Beskrivelse av variabler.....	1
Tabell A.2: Oversikt over nivåinndeling i utdanningskodene.....	4
Tabell A.3: Forventet livstidsinntekt og dets standardavvik.....	6
Tabell A.4: Justeringsfaktor finansielle eiendeler.....	7
Tabell A.5: Antall observasjoner over alder.....	11
Tabell A.6: Antall observasjoner over år.....	11
Tabell A.7: Antall observasjoner over fylker.....	12
Tabell A.8: Arbeidsledighet.....	12
Tabell A.9: Antall barn.....	13
Tabell A.10: Deskriptiv statistikk sekundær analyse.....	13
Tabell A.11: Korrelasjonsmatrise over forklaringsvariabler.....	14
Tabell A.12: Korrelasjonsmatrise sekundær analyse.....	14

Appendiks B: Resultatappendiks

Tabell B.1: Robusthetssjekk av FE-modell.....	2
Tabell B.2: Sekundær analyse med livstidsinntektens standardavvik.....	4
Tabell B.3: Sekundær analyse med alle indikatorer.....	5

Kapittel 1: Innledning

1.1 Generell tematisering

Vi skal i denne oppgaven studere forsiktighetsmotivert sparing i unge norske husholdninger. Forsiktighetsmotivert sparing er sparingen husholdninger foretar seg som følge av inntektsusikkerhet, og har vist seg å være et høyst relevant sparemotiv. I *Survey of Consumer Finances* ble forsiktighetsmotivet hyppigst oppgitt som den største grunnen til at det spares (Federal Reserve, 2010). Videre argumenterer Carroll og Dunn (1997) for at forsiktighetsmotivert sparing er en viktig driver for konsumdrevne markedssykluser. Dette skyldes at privat forbruk utgjør en vesentlig del av den totale etterspørselen. Dermed vil forsiktighetsmotivert sparing kunne forsterke en nedgangskonjunktur gjennom at husholdninger holder tilbake sitt konsum.

I anledning denne studien har vi fått tilgang på detaljerte data om norske husholdningers inntekt og formue fra Statistisk Sentralbyrås registerdatabaser. Vi kan dermed studere sparingen fra et mikroøkonomisk perspektiv og identifisere noe av heterogeniteten i befolkningen som forsvinner i aggregerte data. Norge er ett av få land i verden som gjennom skattelikningen besitter detaljert informasjon om inntekt og formue over tid for alle individer. Dette gjør vår forskning forskjellig fra studier som baserer seg på spørreundersøkelser med selvoppgitt inntekt og formue.

Det eksisterer foreløpig lite forskning på forsiktighetsmotivert sparing i norsk kontekst, noe som gjør det spennende å se nærmere på temaet. I tillegg har sparingen vært høy i Norge etter finanskrisen, og mange mener den økte sparingen vi ser er nettopp forsiktighetsmotivert sparing. Å utforske forsiktighetsmotivert sparing i Norge er derfor både nytt og aktuelt.

1.2 Presentasjon av forskningsspørsmål

Bruk av norske registerdata til forskning på dette temaet er relativt nytt i forskningssammenheng. Vi finner det derfor hensiktsmessig å foreta en kartlegging av sparingen vi beregner fra registerdataene før vi går videre til hovedspørsmålet om forsiktighetsmotivert sparing.

Kartleggingen vil innebære å dokumentere kilder til heterogenitet. Aspekter som kjønn, alder, utdannelse, landbakgrunn, geografi og lignende påvirker et individs tilbøyelighet til å spare og konsumere. Det vies spesielt oppmerksomhet til alderseffekter, da disse er interessante å studere i lys av eksisterende spareteori. I tillegg studerer vi tidseffekter i sammenheng med den makroøkonomiske utviklingen i perioden.

Deretter tar vi fatt på det som er hovedfokuset vårt, nemlig forsiktighetsmotivert sparing. Vi ønsker å undersøke hvordan inntektsusikkerhet påvirker husholdningenes spareatferd.

Til vårt formål trenger vi en sparedefinisjon som best mulig gjenspeiler husholdningers aktive valg. Vi definerer derfor *aktiv sparing*, som er det husholdningene aktivt setter av til spareformål i perioden. I beregningsprosessen forsøker vi derfor å fjerne passiv sparing i form av avkastning på eksisterende eiendeler. Dette kan være for eksempel renteinntekter og avkastning på aksjer.

Vi har definert følgende forskningsspørsmål:

1. Hvordan har unge norske husholdningers aktive sparing vært i perioden 2000-2011?
2. Finnes det forsiktighetsmotivert sparing hos unge norske husholdninger?

Dataene benyttet har panelstruktur. Vi kartlegger hvordan forskjellige nivå av sparing kan sees i sammenheng med alder, tidseffekter og geografi ved å benytte en OLS-modell. For å kontrollere for tidskonstante effekter, benytter vi så en Fixed Effects-transformasjon til å foreta en direkte estimering av den forsiktighetsmotiverte sparingen. Utfordringen med denne tilnærmingen er å finne en god variabel som mål på inntektsusikkerhet. Tidligere studier har benyttet volatilitet i konsum (Dynan 1993), variasjon i inntekt (Carroll og Samwick 1997) og risikoen for å bli arbeidsledig (Carroll et al. 2003).

I vår modell bruker vi i likhet med Carroll et al. (2003) arbeidsledighet som mål på inntektsusikkerhet. Vi kobler på kommunal arbeidsledighet via bostedsinformasjon, og oppnår med dette et usikkerhetsmål som varierer geografisk og over tid. Analysen av resultatene vil fokusere på hvor godt arbeidsledigheten representerer inntektsusikkerhet. Som en del av robusthetssjekken gjennomfører vi også en sekundær analyse med prosentvis spredning i estimert livstidsinntekt som alternativt usikkerhetsmål.

1.3 Avgrensning

Vi har valgt å se på unge husholdninger, nærmere bestemt i alderen 18-35 år. Unge husholdninger utgjør en interessant gruppe i spareteoretisk sammenheng. I følge teorien vi knytter oss til, befinner unge husholdninger seg i en situasjon med fremtidig forventet inntektsvekst og et ønske om å konsumere mer enn sin disponible inntekt. For å muliggjøre et høyere konsum enn inntekten må de unge derfor låne penger. I tillegg er de i en etableringsfase som ofte innebærer kjøp av bolig, eller familiestiftelse, og kan sånn sett være mer sårbare for uforutsette hendelser enn eldre husholdninger.

Den fremtidige inntekten avhenger av og varierer med flere faktorer. Det kan være utdanningsnivå, behov for gitt kompetanse og usikkerhet i arbeidsmarkedet. Ettersom unge husholdninger ofte er mindre etablerte i arbeidsmarkedet, er kan risikoen for inntektsbortfall tenkes å være større. Dette kan påvirke hvor mye de tør å låne, og velger å spare, for å beskytte seg mot inntektsusikkerhet. I tillegg spiller kreditttilbudet inn på hvor mye lån de unge får av bankene. Kredittverdigheten er gjerne lavere for unge husholdninger i forhold til eldre, noe som gjør at de kan forhindres i å ta opp ønsket lånemengde.

1.4 Utredningens struktur

Kapittel 2 danner det teoretiske bakteppet for studien. Her gjennomgås livssyklushypotesen og nyere teori om spareatferd, derunder teorien om forsiktighetsmotivert sparing. Kapittel 3 tar for seg den økonometriske metoden vi legger til grunn for våre analyser. Vi benytter oss av direkte estimering ved hjelp av minste kvadraters metode og "Fixed Effects"-transformasjon. Kapittel 4 gir en presentasjon av hvordan vi har imputert sparing fra formuesdataene, og presenterer andre variabler benyttet i analysen. I Kapittel 5 presenterer vi våre resultater og analyserer disse. Kapittel 6 oppsummerer og konkluderer.

Kapittel 2: Teori

I dette kapitlet går vi gjennom sentral teori for konsum- og spareatferd. En god forståelse av teorien bak individers konsum- og sparevalg er viktig for å kunne gjøre gode analyser av resultatene vi skal studere senere. Grunnlaget for den moderne konsumteorien ble lagt av Keynes i 1936 da han publiserte sitt hovedverk *The General Theory of Employment, Interest and Money*. I tillegg presenterer han noen interessante sparemotiver. Derfor har vi innledningsvis valgt å gjengi noen av grunninnsiktene fra hans arbeid. Vår hovedvekt ligger imidlertid på mer moderne konsumteori. Vi benytter her teori som omhandler *intertemporale konsum- og sparevalg*, fremstilt med Modigliani og Brumberg (1954) og Friedman (1957). Av nyere retninger innenfor denne tradisjonen ser vi på *forsiktighetsmotivert sparing*, *buffer-sparing* og hypotesen om *likviditetsbeskrankninger*.

Sparing kan betraktes som en måte å utsette konsum. Hvor mye som spares er dermed en avveining mellom konsum i dag, og konsum senere. Å spare i dag, i stedet for å konsumere, innebærer muligheter for mer konsum i fremtiden. I litteraturen kalles dette for *intertemporale valg*, altså valg mellom perioder.

2.1 Keynes konsumteori

John Maynard Keynes (1883-1946) regnes som makroøkonomiens far. I sitt hovedverk, *The General Theory of Employment, Interest and Money*, gir han en rekke prediksjoner for individers konsum- og sparevalg. Innsikter fra dette verket er fortsatt aktuelt, men han kritiseres for å ikke ha en formell link mellom individnivå og aggregert nivå. Han trekker slutninger for den aggregerte økonomien på bakgrunn av innsikter om individers rasjonelle atferd og psykologi. Mangelen på et formelt rammeverk gjorde at mange av hans prediksjoner ikke kunne testes empirisk. Formalisering av Keynes konsumteori er derfor sentral i neste generasjon konsumteori.

Keynes ser på den aggregerte økonomien når han snakker om konsum. Konsumfunksjonen for det aggregerte konsumet, C_t , avhenger av den disponible inntekten, Y_t , med et lineært forhold (Keynes, 1936):

$$C_t = \alpha + \mu Y_t \quad (2.1)$$

I ligning (2.1) er α et konstantledd og μ representerer *marginaltilbøyeligheten til konsum*. Marginaltilbøyeligheten til konsum vil si hvor mye av inntekten din du ønsker å konsumere i stedet for å spare. Hvis lønnsinntekten øker, øker det aggregerte konsumet når arbeidsstyrken holdes fast. Dette forholdet kritiseres sterkt av Friedman (1957) som mener at konsumet avhenger av *permanentinntekten* og ikke disponibel inntekt. Denne betraktningen omtales mer i neste seksjon.

Når det kommer til konsumtilbøyeligheten påvirkes denne i følge Keynes (1936) av objektive og subjektive faktorer. Keynes presiserer at disse i realiteten påvirker hverandre og at det er risikabelt å klassifisere de. Likevel benytter han seg av en inndeling i objektive og subjektive faktorer for å klarne våre tanker. De objektive faktorene kan primært knyttes til hendelser utenfor individers kontroll som påvirker disponibel inntekt. Disse kan i stor grad knyttes til hendelser i makro, som for eksempel endring i reallønn, tidsdiskonteringsraten, finanspolitikk og forventninger om framtidig inntekt.

De subjektive faktorene er individspesifikke behov og psykologiske tilbøyeligheter til å endre konsumet. Siden sparing er en reststørrelse av inntekt og konsum, vil endring i konsum innebære endring i sparingen. Keynes (1936) lister opp åtte grunner til at individer sparer: 1) Individer vil bygge opp reserver mot uforutsette hendelser (forsiktighetsmotivet). 2) Individer er fremoverskuende og ønsker å glatte sitt konsum (livssyklusmotivet). 3) Individer vil dra nytte av renter og avkastning på sparing (tålmodighet). 4) Individer har nytte av å utsette konsum slik at de kan ha høyere levestandard senere i livet. 5) Følelsen av frihet og muligheten til å være uavhengig og impulsiv. 6) Individer sparer for å kunne bruke midlene til investering eller oppstart av en bedrift. 7) Individer har et arvemotiv. 8) Noen individer er gjerrige og setter pris på følelsen av det å ha penger tilgjengelig, men liker ikke å bruke det.

Browning og Lusardi (1996) og Ando et al. (1992) har i senere år supplert teorien med noen interessante sparemotiv. Browning og Lusardi presenterer sparemotivet 9) kapitalakkumulasjon for å betale hus, bil og andre langsiktige konsumgoder. Ando et al. (1992) foreslår at 10) husholdningene forutser at økte inntekter i fremtiden blir akkompagnert med større kostnader. Dermed skapes en situasjon der marginalnyten til inntekt i fremtiden er høyere, til tross for høyere inntekt.

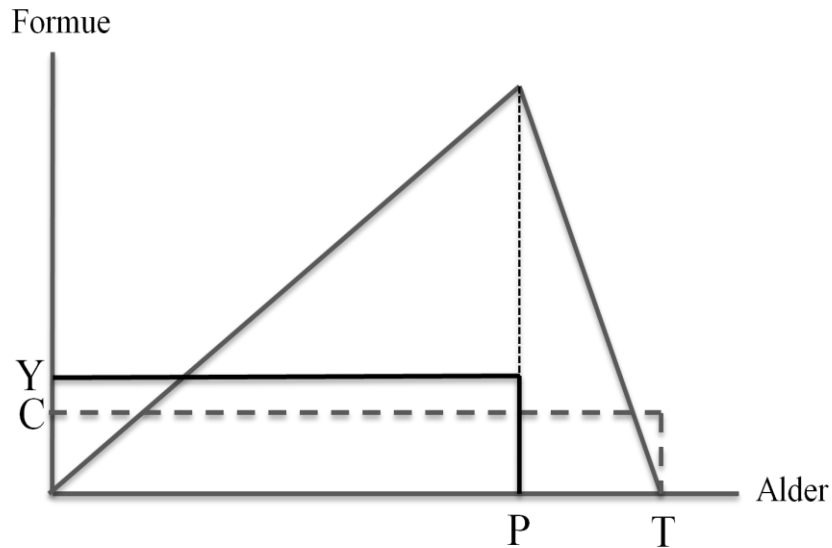
2.2 Intertemporale konsum- og sparevalg

I denne seksjonen skal vi se nærmere på Modigliani og Brumbergs (1954) *livssyklushypotese*, og Friedmans (1957) *permanentinntektshypotese*. Vi vil videre benytte forkortelsen PILCH¹ som en fellesbetegnelse på disse. Ved lansering var disse i utgangspunktet selvstendige teorier, men brukes i dag mye om hverandre. Hovedinnsikten er at individer ønsker å ha et jevnt konsum gjennom livet, og at det er livstidsinntekten som bestemmer nivået på konsumet, ikke den disponible inntekten. Dette skiller seg fra Keynes (1936), som mener det er den disponible inntekten som bestemmer konsumet.

Vi fokuserer på unge husholdninger i vår oppgave, dermed er det nyttig å bruke livssyklus teorien som et utgangspunkt for analyser om spareatferden i vårt utvalg. Livssyklus hypotesen vektlegger hvordan individers disponible inntekt er forskjellig i ulike faser av livet og antar at disse ønsker å ha et jevnt konsum over livet. For å oppnå dette, må individene ta utgangspunkt i sin totale livstidsinntekt og fordele denne jevnt over alle leveår. Livstidsinntekten, eller permanentinntekten, er den totale summen av all inntekt og formue individer disponerer over livstiden. Dette innebærer at man i de ulike fasene av livet vil ønske å konsumere mer eller mindre enn den faktiske inntekten man har i inneværende periode. For unge husholdninger med lav lønn, innebærer dette at man må ta opp lån fordi den disponible inntekten er lavere enn optimalt nivå på konsum. I neste seksjon viser vi hvordan konsumet optimeres i et formelt rammeverk.

Figur 1 på neste side illustrerer Modigliani og Brumbergs livssyklus hypotese. Vi ser for oss et individ som lever til det blir T år gammel og pensjoneres ved alder P . Den stiplede linjen viser konsumet, C , basert på totale livstidsressurser fordelt på alle leveår. Disponibel inntekt, Y , er for enkelhetens skyld satt til å være fast gjennom hele arbeidslivet. I tidlige år ser vi at formuen er lavere enn det optimale konsumet bestemt av livssyklus hypotesen, men at den stiger gjennom arbeidslivet og når en topp ved pensjonsalder. Deretter brukes all den oppsparte formuen i pensjonstiden, $T - P$. I eksemplet er konsumet konstant gjennom hele livsløpet, det innebærer noen forutsetninger som ikke alltid er oppfylt. Dette ser vi mer på når vi går gjennom optimeringsproblemet.

¹ Permanent Income Life Cycle Hypothesis



Figur 1: Livssyklushypotesen

Kilde: (Modigliani, 1986)

2.2.1 Optimeringsproblemet

I denne seksjonen skal vi se mer formelt på hvordan konsumet optimeres i teorirammeverket. Vi viser at konsumet avhenger av livstidsressursene, men konsumbanen er betinget av forhold som renten og individuelle preferanser.

Vi tenker oss et enkelt individ som lever i T perioder. Individet konsumerer C_t i periode t og har en inntekt i hver periode på Y_t i tillegg til en initialformue A_0 . Løsningen på optimeringsproblemet er best mulig allokering av konsum og sparing gitt individuelle preferanser og budsjettbeskrankninger.

Individet

Livstidsnyttens påvirkes av subjektive preferanser som modelleres med tålmodighetskoeffisienten, β , og en funksjon, $u(C_t)$, som angir individets nytte av konsum. Vi begynner med å se på livstidsnyttens, U , som har følgende egenskaper:

$$U = \sum_{t=1}^T \beta^t u(C_t) , \quad u' \geq 0 , \quad u''(\bullet) \leq 0 \quad (2.2)$$

Livstidsnytt U er nåverdien av all nytte fra periodene T . Vi diskonterer nytten av fremtidig konsum med en subjektiv diskonteringsfaktor β . Nyttefunksjonen antas å være additivt separabel slik at nytte ved forskjellige tidspunkt kan sammenstilles og sammenlignes.

Funksjonen $u(\bullet)$ er strengt konkav. Vi antar med andre ord at marginalnytt av konsum $u'(C_t)$ er positiv. Dette innebærer at individet alltid får økt nytte ved en ekstra enhet konsum. At $u''(\bullet) \leq 0$ innebærer at marginalnytt av konsum er avtagende. Økningen i nytte av en ekstra enhet konsum er med andre ord større når konsumet er lavt enn når det allerede er høyt. Når konsumet nærmer seg 0, vil grensenytten av konsum gå mot uendelig.

Den subjektive diskonteringsfaktoren, β , måler graden av utålmodighet hos individet og modelleres på følgende måte (Fisher, 1907):

$$\beta = \frac{1}{(1 + \rho)^t} \quad (2.3)$$

Her representerer ρ individets tidspreferanserate. Individer er kjent for å være utålmodige. Dette innebærer at de foretrekker å konsumere før heller enn senere. Den subjektive diskonteringsfaktoren tar høyde for dette ved å tillegge nærstående konsum mer nytteverdi enn fremtidig konsum. Jo større ρ , dess mer utålmodig er vedkommende. Det er vanlig å anta at personen diskonterer fremtidig nytte med $0 < \beta < 1$.

Budsjettbetingelsen

Individet maksimerer sin nytte ved å konsumere de disponible livstidsressursene og er derfor beskranket av størrelsen på denne. Budsjettbetingelsen for konsum over livstiden er gitt ved:

$$\sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+r)^t} C_t \leq A_0 + \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+r)^t} Y_t \quad (2.4)$$

Ulikheten viser at nåverdien av individets livstidskonsum må være mindre eller lik nåverdien av livstidsressursene. Nåverdien av konsum er representert ved summen av konsum C_t neddiskontert med renten r . Livstidsressursene består av initial formue i år null, A_0 , og summen av all arbeidsinntekt Y_t diskontert med renten r . Individet kan både låne og spare til en eksogent gitt rente r . Det antas i modellen at individet optimerer sitt konsum bare ved å

bruke all sin formue og har således ingen arvemotiv slik at $A_T \leq 0$. Det tillates heller ikke å etterlate gjeld, slik at $A_T \geq 0$. Uten denne betingelsen vil individer ta opp uendelig med gjeld for å øke sitt konsum, noe vi antar at kredittmarkeder i likevekt ikke tillater². I likevekt blir derfor alle generasjoner født uten initial formue, $A_0 = 0$.

Optimering

Når vi setter disse sammen kan vi løse med Lagrangefunksjonen:

$$\mathcal{L} = \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+\rho)^t} u(C_t) + \lambda \left(A_0 + \sum_{t=1}^T \frac{1}{(1+r)^t} (Y_t - C_t) \right) \quad (2.5)$$

Vi optimerer nytten med å ta førsteordensbetingelsen for periode t med hensyn på konsum:

$$u'(C_t) = \lambda \left(\frac{1+\rho}{1+r} \right)^t \quad (2.6)$$

Her kan λ betraktes som skyggeprisen av økte livstidsressurser³. Siden individer har samme nyttefunksjon hele livet, er denne lik i hver periode. Videre vet vi at sammenhengen må holde for hver periode t . Dette tillater oss å studere forholdet mellom førsteordensbetingelsen i periode t og $t+1$, og vi kan derfor se følgende sammenheng mellom to perioders marginalnytte, ofte kalt Euler-ligningen:

$$\frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} = \frac{1+\rho}{1+r} \quad (2.7)$$

Fra ligning (2.7) ser vi hvordan marginalnyttens avhenger av forholdet mellom tidspreferanseraten og renten. Dersom $r > \rho$ vil individet ha en stigende konsumbane over livet. Er det derimot $r < \rho$ vil konsumbanen være avtagende. Dersom individet har en tidspreferanserate lik renten, $r = \rho$, vil individet tilpasse seg slik at marginalnyttens av konsum er lik i alle perioder:

$$u'(C_t) = u'(C_{t+1}) \quad (2.8)$$

² Denne betingelsen kalles ofte No Ponzi-betingelsen, og er oppkalt etter Charles Ponzi, en storsvindler som levde på 1920-tallet.

³ Skyggepris er økningen i nytte som følge av en utvidelse i den beskrankende faktoren til optimeringsproblemet.

Dermed er optimalt konsum, C^* , likt i alle perioder. Dette kalles konsumglatting:

$$C_t^* = C_{t+1}^* = C_{t+2}^* = \dots = C_T^* \quad (2.9)$$

For å se sammenhengen mellom livstidsinntekten og konsumet kan vi betrakte ligning (2.10) hvor vi har brukt budsjettbeskrinkingen til å finne optimalt konsum for alle perioder t . Vi ser at optimalt konsum er annuitetsverdien av den totale livstidsinntekten. Med antagelsen $r = \rho$, vil dette være det samme som livstidsinntekten fordelt på antall leveår. Optimalt konsum er derfor:

$$C^* = \frac{1}{T}(A_0 + \sum_{\tau=1}^T Y_\tau) \quad (2.10)$$

Optimalt konsum er lik livstidsinntekten fordelt på antall leveår T .

I følge Friedmans (1957) terminologi kalles verdien på det optimale konsumet, C^* , for permanentinntekten. Permanentinntekten er annuitetsverdien av den totale livstidsinntekten.

2.2.2 Livssyklus- og permanentinntekthypotesens implikasjoner for sparing

Fra et livssyklusståsted vil de konkrete implikasjonene for sparing være å låne penger som ung, når disponibel inntekt er lavere enn permanentinntekten, og spare når disponibel inntekt er over permanentinntekten. Eventuelle fluktuasjoner i disponibel inntekt diskuteres ikke nærmere.

Friedman (1957) er mer eksplisitt i sin teori. Med fluktuasjoner i disponibel inntekt menes forbigående avvik som lottogevinst eller midlertidige skatteendringer. Dette refereres ofte til som transitorisk inntekt. Ifølge Friedman har transitorisk inntekt bare betydning for konsumet i den grad den påvirker permanentinntekten, men har stor betydning for sparing.

Vi ser for oss en transitorisk inntekt av størrelsen Z . Selv om denne øker disponibel inntekt i perioden med Z , øker den bare permanentinntekten med Z/T . Det betyr at dersom individers gjenværende levetid er lang, påvirkes permanentinntekten, og dermed konsumet, lite av transitoriske inntekter. Det har derimot store implikasjoner for sparingen. Sparingen i periode t vil være gitt ved:

$$S_t = Y_t - C_t^* \quad (2.11)$$

Med andre ord sier modellapparatet at inntektsmønsteret ikke skal ha noe å si for konsumet, men vil påvirke sparingen i stor grad, siden sparing er middelet for å oppnå konsumglatting. Dette ser vi i ligning (2.12).

$$S_t = \left(Y_t - \frac{1}{T} \sum_{\tau=1}^T Y_{\tau} \right) - \frac{I}{T} A_0 \quad (2.12)$$

2.2.3 Livssyklus- og permanentinntektshypotesen og empiri

Til tross for dens popularitet finner man begrenset bevis for PILCH i empirien. De vanligste empiriske funnene er at konsumet er mer sensitivt for endringer i disponibel inntekt enn PILCH-rammeverket predikerer (Carroll og Summers, 1991). Noen vanlige forklaringer er forsiktighetsmotivert sparing, buffersparing og likviditetsbeskrankninger. Tilstedeværelse av usikkerhet gjør at individer ønsker å spare mer for å forsikre seg mot plutselige inntektsfall. Dette gjør seg gjeldene i empirien ved at det observeres sparing, til tross for at teorien forventer at husholdninger burde låne mot framtidig inntekt i ung alder, eller tære på oppspart formue i pensjonsfasen. For vår del er det mest interessant å se på unge husholdninger. Gourinchas og Parker (2002) finner at forsiktighetsmotivert sparing utgjør 60 % - 70 % av sparingen i unge amerikanske husholdninger.

Carroll og Samwick (1997) avviser at styrken på forsiktighetsmotivert sparing er så stor som flere studier påstår. De argumenterer med at størrelsen på den forsiktighetsmotiverte sparingen er mye mindre som følge av individers utålmodighet. Denne formen for spareatferd kalles buffersparing og er en videre nyansering av forsiktighetsmotivert sparing. En nærmere gjennomgang av buffersparing følger i seksjon 2.4.

En siste populær forklaring på den observerte spareatferden er tilstedeværelse av likviditetsbeskrankninger (Deaton, 1991). Likviditetsbeskrankninger betyr at husholdninger ikke har tilgang på tilstrekkelig likviditet til å bedrive ønsket konsumatferd. Videre medfører likviditetsbeskrankninger mindre fleksibilitet i en situasjon med plutselig inntektsfall, noe som gir opphav til forsiktighetsmotivert sparing (Carroll og Kimball, 2011). I sum gjør dette at konsumet blir betinget av den disponible inntekten, i stedet for livstidsinntekten.

2.3 Usikkerhet og forsiktighetsmotivert sparing

Vi har så langt ikke diskutert implikasjonene av å innføre usikkerhet i modellen. Dette er et stort kapittel i teorien om spareatferd, og vi begrenser oss til å se på usikkerhet i relasjon til forsiktighetsmotivert sparing. Sandmo (1970) poengterer at det er relevant å skille mellom usikkerhet knyttet til fremtidig avkastning på kapital og usikkerhet knyttet til inntekt. Han viser blant annet hvordan inntektsusikkerhet vil gi økt sparing. Dette er den typen usikkerhet vi vil fokusere på i det videre.

Usikkerhet tilknyttet inntekt innebærer at de ikke vet hva den fremtidige inntekten er. Dette påvirker videre konsum- og sparevalg. I møte med inntektsusikkerhet vil mange ønske å utsette konsumet, og heller spare for å sikre konsumet mot et potensielt inntektsfall. Denne intuisjonen gir opphavet til teorien om forsiktighetsmotivert sparing. I følge Kimball (1990) er forsiktighetsmotivert sparing den ekstra sparingen du foretar deg for å være forberedt på mulige inntektsfall. I kontrast til forgjengeren, individers risikoaversjon, måler den ekstra sparing i stedet for hvor mye individer misliker usikkerhet.

For å innlemme forsiktighetsmotivet i det eksisterende rammeverket defineres nyttefunksjonen slik at individet har et asymmetrisk forhold til sikker og usikker nytte. Sandmo (1970) viste at forsiktighetsmotivet sparing i respons til inntektsusikkerhet assosieres med konvekситet i den førstederiverte av nyttefunksjonen, altså en positiv tredjederivert. Vi modellerer med andre ord nyttefunksjonen slik at marginal nytte av usikkert konsum er mindre enn marginal nytte av sikkert konsum.

Gjennomgangen baserer seg på Carroll og Kimball (2001), og vi følger notasjonen deres:

Vi definerer sparing som forskjellen mellom midler tilgjengelig for konsum, og konsum:

$$S_t = A_t - C_t \quad (2.13)$$

Hvor S_t er sparing, A_t er midler tilgjengelig for konsum, og C_t er konsum.

Førsteordensbetingelsen fra ligning (2.8) kan da representeres ved formue, usikker inntekt \tilde{Y}_t ⁴ og sparing:

$$u'(A_t - S_t) = E_t[u'(S_t + \tilde{Y}_{t+1})] \quad (2.14)$$

Videre tillegger vi nyttefunksjonen fra ligning (2.2) følgende betingelse for å få frem forsiktighetsmotivet:

$$u'''(\cdot) > 0 \quad (2.15)$$

Det er slettes ikke åpenbart ved første øyekast hvordan en positiv tredjederivert inkluderer et motiv for forsiktighetsmotivert sparing. Til forskjell fra kvadratisk nytte, hvor den marginale nytten er lineær, slik at forventet marginal nytte av noe sikkert er lik marginal nytte av noe usikkert⁵, vil en positiv tredjederivert gjøre at den marginale nytten er en konveks funksjon i konsum. Dette fører til at forventet marginal nytte av noe sikkert er større enn marginal nytte av noe usikkert⁶:

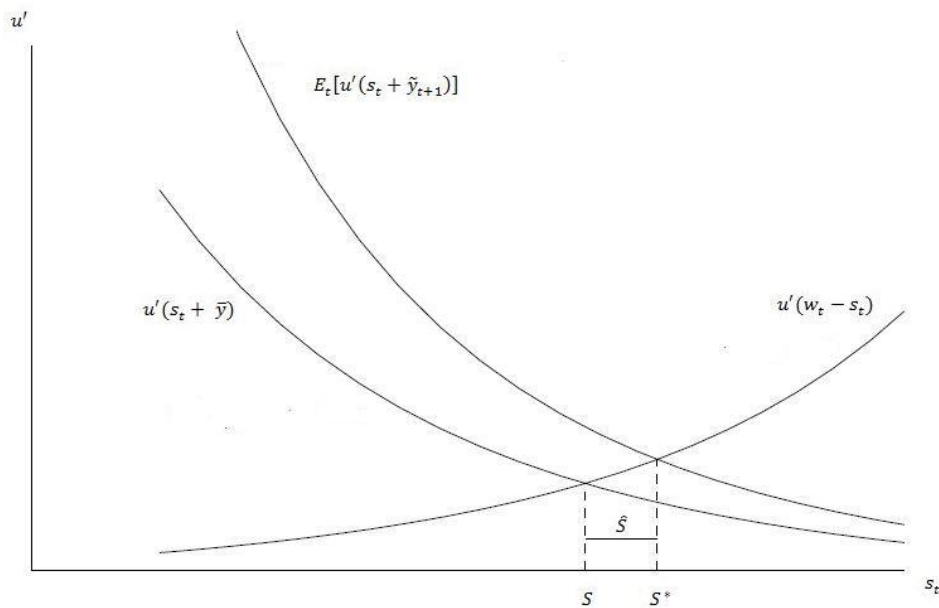
$$E_t[u'(S_t + \tilde{Y}_{t+1})] > u'[S_t + E_t(\tilde{Y}_{t+1})] \quad (2.16)$$

For at vi skal oppnå likhet i førsteordensbetingelsen fra ligning (2.14), må derfor sparingen øke. Ved inntektsusikkerhet, vil sparingen med andre ord være større enn tilfellet uten usikkerhet, og dette er den forsiktighetsmotiverte sparingen. Dette kan enklest sees gjennom en figurbetraktning. Figur 2 viser hvordan marginalnyten i de to periodene varierer med hvor mye som spares i periode t .

⁴ Carroll og Kimball (2001) bruker overskrift tilde til å representere en usikker størrelse.

⁵ $E_t[u'(S_t + \tilde{Y}_{t+1})] = u'[S_t + E_t(\tilde{Y}_{t+1})]$

⁶ Dette følger av Jensens ulikhet: hvis funksjonen er strikt konveks, vil $E(u'(x)) > u'(E(x))$ (Carroll og Kimball, 2001).



Figur 2: Forsiktighetsmotivert sparing

Vi legger først og fremst merke til at marginalnyten er økende i sparing for periode t , mens den er fallende i sparing for periode $t + 1$. Dette er fordi høyere sparing i periode t innebærer lavere konsum i den samme perioden. Siden marginalnyten av konsum er avtagende, vil den derfor være økende i sparing. Motsatt gjelder nytten i periode $t + 1$, der høyere sparing i periode t betyr høyere konsum i periode $t + 1$, og dermed lavere marginal nytte.

Uten inntektsusikkerhet, vil vi få tilpasning med sparing, S . Med inntektsusikkerhet må vi ha høyere verdi på sparing for å oppnå samme nyttenivå som uten usikkerhet. Dette fører til at linjen for marginal nytte ved usikkerhet alltid vil være til høyre for linjen uten usikkerhet for ethvert gitt nyttenivå. Vi får derfor optimal tilpasning med sparing $S^* > S$. Den forsiktighetsmotiverte sparingen \hat{S} vil da være gitt ved differansen $\hat{S} = S^* - S$.

Carroll og Kimball (2001) utvider modellen til å gjelde likviditetsbegrensninger og viser at styrken av forsiktighetsmotivet øker når likviditetsbegrensninger gjør seg gjeldende. Dette er fordi konsekvensene av et inntektsfall vil påvirke konsumet direkte for en person som er likviditetsbegrenset. Formelt viser Kimball (1990) at styrken på forsiktighetsmotivet⁷ kan måles ved graden av konveksitet i den marginale nyttefunksjonen:

⁷ Coefficient of prudence

$$-u'''(w)/u''(w) \quad (2.17)$$

Carroll og Kimball (2001) studerer hvordan denne endrer seg, og viser at den øker rundt likviditetsgrensen.

Siden styrken på forsiktighetsmotivet kan sees i sammenheng med konsekvensene et inntektsfall vil ha på konsum, finner vi det relevant å legge til at faktorer ved et lands velferdssystem kan ha noe å si. Nasjoner, som for eksempel Norge, med en omfattende velferdsstat kan bidra til å redusere hvor mye et inntektsfall vil påvirke konsumet. Dette vil igjen være bestemmende for hvor sterkt forsiktighetsmotivet blir, og følgelig insentivet til å utøve forsiktighetsmotivert sparing. Dette er faktorer vi kommer tilbake til når vi analyserer våre resultater.

2.3 Buffersparing

Teorien om buffersparing kombinerer innsikten om at husholdninger ønsker å være forsiktige, samtidig som at de også er utålmodige (Carroll, 1997). Usikkerhet gjør at husholdninger ønsker å ha en viss andel bufferkapital for å sikre seg mot inntektsfall, mens utålmodigheten påvirker sparingen i den forstand at de ønsker å konsumere mer i dag, heller enn siden. Dette er motstridende effekter, og derfor vil bufferkapitalen ofte være liten.

Det antas at husholdninger ønsker å holde størrelsen på bufferen konstant. Et fall under det optimale nivået gjør derfor at de ønsker å spare mer. Hvis inntekten øker slik at bufferen overstiger optimal størrelse, vil husholdningen ønske å konsumere dette beløpet. Størrelsen på bufferen bestemmes av hvor stor inntektsusikkerheten er, og hvor utålmodig husholdningen er. Med andre ord er konsumet mindre sensitivt mot usikkerhet jo mer utålmodig husholdningen er. Tilsvarende er bufferkapitalen større hos husholdninger som er utsatt for høy usikkerhet Carroll (1992).

Carroll (1997) mener at buffersparing kan bidra til å forklare vanlige empiriske observasjoner om husholdningers spareatferd:

- 1) Husholdningers konsum følger disponibel inntekt tettere enn permanentinntekten.
- 2) Husholdningers konsum følger *ikke* disponibel inntekt. Det vil si at man ikke konsekvent ser at husholdninger øker/reduserer konsumet i takt med inntektsøkninger eller transitoriske inntektssjokk.

Det første punktet er en vanlig kritikk mot PILCH. I en bufferkontekst forklares dette på to måter (Carroll, 1997). For det ene gjør husholdningers utålmodighet at de velger å konsumere disponibel inntekt i stedet for å spare til senere. For det andre at husholdningene ikke tar opp lån for å øke nåværende konsum. Dette kan skyldes forsiktighet i frykt for å få betalingsproblemer, eller at de rett og slett ikke får lån. Det siste er en følge av at variasjon i inntekt fanges opp i bufferen, og påvirker dermed ikke konsumet nevneverdi.

Carroll (1997), så vel som Gourinchas og Parker (2002), finner at buffersparing er vanligst å observere i ung og midterste fase av individers livssyklus. Carroll finner at bufferatferd er vanlig frem til 45-50 år, mens Gourinchas og Parker finner tilsvarende funn for 40-45 år. Deretter er atferden mer lik det vi forventer fra PILCH, nemlig at sparingen motiveres av pensjonshensyn.

2.4 Likviditetsbeskrankninger

Et individ er likviditetsbeskranket dersom det ikke har tilgang på tilstrekkelig likviditet til å bedrive ønsket konsum (Deaton, 1991). Dette sees som regel i sammenheng med begrenset tilgang på lån fra bankene. Likviditetsbeskrankninger er reelt for mange husholdninger, derfor er det viktig å være bevisst på tilstedeværelsen av likviditetsbeskrankninger for å gi en god forståelse av husholdningers konsumatferd.

Trolig vil hypotesen om likviditetsbeskrankninger gjøre seg særlig gjeldende blant unge husholdninger. Disse karakteriseres ofte av å ha lav inntekt og formue. Dermed utgjør de en mindre attraktiv lånegruppe for bankene. I tillegg vil bankreguleringer være bestemmende for hvor lett det er å få lån. Økte krav til størrelsen på bankenes ansvarlige kapital kan ha gjort at det strammes inn på kredittilbudet. Samtidig har økte egenkapitalkrav til husholdningene gjort det vanskeligere for unge å ta opp lån. Unge husholdninger kan derfor fort havne i en hjørneløsning hvor lav inntekt i forhold til kostnader gjør at de ikke klarer å spare nok til å tilfredsstille egenkapitalkravet, slik at ønsket konsum er forhindret av mangel på likviditet.

Carroll og Kimball (2001) viser i tillegg at likviditetsbeskrankningen forsterker motivet til forsiktighetsmotivert sparing. Dette skyldes at en likviditetsbeskrankning reduserer fleksibiliteten i møte med akutte inntektsfall. Hvis husholdningene ikke kan låne penger for å opprettholde konsumet i perioder med lavere inntekt, vil incentivet til å spare være sterkere.

2.5 Oppsummering av teorien

Vi har nå sett på ulike teorier for individers konsum- og sparevalg. Det har pågått en tydelig evolusjon i litteraturen der teoriene bygger på hverandre. Keynes (1936) startet med å etablere en konsumfunksjon der disponibel inntekt følger konsum i et lineært forhold, og påvirkes av objektive og subjektive faktorer. Videre presenterte vi PILCH-rammeverket som danner bakteppet for nyere teorier om sparing. Forsiktighetsmotivert sparing og buffersparing er blant teoriene som tilbyr forklaringer på empiriske avvik fra PILCH-rammeverket, supplert av hypotesen om likviditetsbeskrankninger.

Det viktigste vi tar med oss videre til analysen, er hvordan teorirammeverket ser på sparing som et middel for å maksimere nyttebringende konsum. Livssyklushypotesen utgjør et viktig bakteppe når vi kartlegger sparingen, da den gir oss et utgangspunkt for å danne oss noen tanker om unge husholdningers situasjon. Buffersparing og likviditetsbeskrankninger gir også nyttige innspill i dette henseende.

I prosessen med å estimere forsiktighetsmotivert sparing, vil det viktigste poenget fra teorien være hvordan inntektsusikkerhet danner et motiv for økt sparing. Vi tar også med oss at styrken på motivet vil kunne påvirkes av hvorvidt husholdningen er likviditetsbeskranket, men også at motivet vil relatere seg til andre faktorer som bestemmer i hvilken grad et inntektsfall vil føre til et fall i konsum.

2.6 Litteraturgjennomgang av forsiktighetsmotivert sparing

I den følgende seksjonen ser vi nærmere på den eksisterende forskningen på forsiktighetsmotivert sparing. Det foreligger mange forskjellige tilnærminger til denne problemstillingen. Vi vil derfor gå gjennom tidligere forskning med forskjellige mål på inntektsusikkerhet, og se på deres funn.

En utfordring når man skal estimere forsiktighetsmotivert sparing er å finne et egnet mål på inntektsusikkerhet. Dessverre finnes det ingen entydig kvantifiserbar variabel på usikkerhet i økonomien, derfor benyttes ulike mål for å approksimere denne. Vanlige mål på usikkerhet er volatilitet i inntekt og volatilitet i konsum (Ceritoğlu, 2009). Etter en presentasjon av forskjellige former for usikkerhet, gjennomgår vi et utvalg av funn gjort på basis av ulike usikkerhetsmål.

Hva er usikkerhet?

I den empiriske litteraturen finnes hovedsakelig tre hovedkategorier for usikkerhet som gir opphav til forsiktighetsmotivert sparing (Ceritoğlu, 2009). Felles for alle er behovet for å sikre seg mot et potensielt fall i konsum.

Den første er *uforsikret arbeidsinntektsrisiko*, introdusert av Kimball (1990). Arbeidsmarkedsrelatert risiko assosieres som regel med akutt inntektsfall som følge av å miste jobben. Dette er for øvrig den formen for risiko vi fokuserer på og er betraktet som den viktigste kilden til inntektsrisiko i økonomien.

Den neste formen for usikkerhet er *helserisiko*. Denne formen for usikkerhet gjør seg særlig gjeldene for den eldre delen av populasjonen, men også for individer med en type arbeid som krever god fysisk skikkelse. Dersom sykdom og skade skulle oppstå, vil dette medføre store utgifter så vel som inntektsfall fra å ikke kunne yte i arbeidet. Husholdninger med større helserisiko vil dermed konsumere mindre og spare mer.

Den siste formen for usikkerhet er knyttet til *forventet gjenværende levetid*. Forsiktighetsmotivert sparing er i dette tilfellet motivert av usikkerhet omkring hvor lenge vedkommende har igjen å leve. Dette gjelder i følge Deaton (1992a) særlig individer i pensjonsalder, som vil forsikre seg mot å unngå fattigdom dersom de skulle leve lenge.

Empiriske funn

Vi skal nå se nærmere på noen empiriske funn gjort på forsiktighetsmotivert sparing. Resultatene er blandet til tross for at ideen om et forsiktighetsmotiv har intuitiv appell. Dette må trolig sees i sammenheng med forskningsmetode og valg av mål på usikkerhet. Vi begynner med å se funn basert på *volatilitet i konsum*.

Dynan (1993) argumenterer for at volatilitet i konsumet er det beste målet for risiko fordi konsumet til en optimerende husholdning bare vil endre seg i respons til en *uforutsett* inntektsendring. Alle forutsette endringer vil være tatt høyde for i konsum- og sparebeslutningen. Dynan argumenterer derfor at volatilitet i konsumet representerer sann risiko. Hun benytter data fra *Consumer Expenditure Survey*, 1985, og estimerer en koeffisient for relativ forsiktighet⁸. Studien finner en lav verdi på forsiktighetskoeffisienten og konkluderer med at det er svake tendenser til forsiktighetsmotivert sparing. Lignende studier (Zeldes, 1989b og Deaton, 1991) har funnet at verdien på forsiktighetskoeffisienten ligger på et høyere nivå og kan med større empirisk grunnlag hevde å se tegn til forsiktighetsmotivert sparing.

Gourinchas og Parker (2002) ser på forsiktighetsmotivert sparing i en buffersparing-sammenheng og bruker i likhet med Dynan (1993) volatilitet i konsum som mål på inntektsusikkerhet. De estimerer en strukturell modell for et intertemporalt konsumvalg på survey-data fra amerikanske husholdninger. Gjennom denne metoden undersøker de om det optimale konsumet reduseres for å ta høyde for usikkerhet. Studien påviser forsiktighetsmotivert sparing, og at denne i tillegg avhenger av hvor man befinner seg i livsløpet. Gourinchas og Parker predikerer at forsiktighetsmotivert sparing utgjør mellom 60-70 prosent av sparingen som ikke går til pensjon i tidlig og midterste fase av livet.

Carroll og Samwick (1997) bruker *variasjon i inntekt* som mål på usikkerhet. Dette oppnår de ved å bruke paneldimensjonen i *Panel Data of Income Dynamics* for amerikanske husholdninger hvor de får et estimat på variasjon i livstids inntekt og variasjon i transitorisk inntekt. De argumenterer med at dette har mer teoretisk konsistens fordi respons på inntektsusikkerhet bør sees i sammenheng med endring i formue, ikke endring i konsum. Variasjon i inntekt forstås som en indikasjon på hvor sannsynlig det er å miste jobben, og studien påviser systematisk høyere sparing for husholdninger med usikker inntekt. Videre påviser studien at konsumatferden ikke stemmer overens med funn fra livssyklusmodeller med forsiktighetsmotivert sparing. De finner at forsiktighetsresponsen er lavere enn disse modellene predikerer på grunn av utålmodighet. Med dette introduserer de buffersparing, som er en kombinasjon av forsiktighetsmotivert sparing og utålmodighet. Året etter, gjør de en ny

⁸ Engelsk: *Prudence*

studie på tverrsnittdata og påviser også her at det eksisterer forsiktighetsmotivert sparing (Carroll og Samwick, 1998).

I senere tid tar Carroll et. al (2003) i bruk et annet estimat for inntektsusikkerhet, nemlig *risikoen for å bli arbeidsledig*. Denne gang argumenterer han for at dette er et sikrere estimat enn inntektsvariasjon fordi inntektsvariasjon i mange tilfeller er kontrollert av individet selv og således ikke utgjør en risiko. For eksempel kan en professor som valgfritt underviser annenhver sommer stå overfor større inntektsvariasjon enn en industriarbeider, men står ikke overfor risikoen for å miste jobben i en lavkonjunktur. Carroll et. al (2003) mener at sannsynligheten for å miste jobben er et bedre mål, da dette står utenfor individets kontroll. De finner at inntektsrisiko ikke påvirker sparingen i husholdninger med lav formue, men at det eksisterer en signifikant sammenheng mellom sparing og arbeidsledighetsrisiko for husholdninger med moderat formue. Disse resultatene er robuste for enkelte deler av utvalget, men ikke robust på tvers av ulike typer formue. Det generelle funnet er at forsiktighetsmotivert sparing finnes i store deler av formuen, i form av banksparing og realkapital, men ikke i mer spesifikke formuesposter som finansielle verdi- og gjeldspapirer.

Kapittel 3: Økonometrisk metode

Det finnes flere tilnærminger i litteraturen for å identifisere forsiktighetsmotivert sparing. I den tidlige litteraturen baserte tilnærmingen seg på Euler-sammenhengen, hvor man gjorde nytte av dens prediksjoner for konsumvekst til å finne parametere for risiko-aversjon og relativ forsiktighet (Carroll og Kimball, 2006). Et eksempel er Lusardi og Browning (1996). På 2000-tallet kom en ny metode med strukturell tilnærming. Ideen går ut på å kalibrere eksplisitte livssyklus-optimeringsproblem og bruke mikrodata til for å fremdrive parametere som passer dataene best. Eksempelvis estimeres ofte verdien på relativ risikoaversjon for å vise forsiktighetsmotivert sparing. Pionerer for denne typen modellering var Gourinchas og Parker (2002) og Cagetti (2003).

En tredje tilnærming, er direkte estimering på redusert form. Vi benytter oss av en slik tilnærming. Metoden går ut på å benytte et mål på inntektsusikkerhet til å avdekke en direkte sammenheng mellom inntektsusikkerhet og sparing. Siden denne type estimering ikke legger modellrestriksjoner på dataene, argumenterer Carroll og Kimball (2006) for at dette gir et veldig godt bilde av virkeligheten. En svakhet er at resultatene ikke gir parametere på for eksempel relativ risikoaversjon, noe beslutningstakere i økonomien kan være opptatt av å inkludere i sine analyser.

I den direkte estimeringen bruker vi vanlig minste kvadraters metode (OLS) og Fixed Effects-regresjon (FE). I dette kapittelet forklarer vi forskjellen på disse, og gjør rede for forutsetningene som må ligge til grunn for å få forventningsrette og konsistente resultater. Kapittelet tar utgangspunkt i Wooldridge (2009) med mindre annet er oppgitt.

3.1 Tradisjonell minste kvadraters metode

Den vanlige OLS-modellen foretar estimeringen gjennom å behandle hele datasettet som en mengde uavhengige observasjoner, og vil i så måte vise sammenhengen mellom forskjellige nivå av sparing og de aktuelle forklaringsvariablene.

I vanlig regresjonsanalyse på tverrsnittdata er formålet å forklare variasjon i den avhengige variabelen med variasjon i en eller flere uavhengige forklaringsvariabler gjennom å estimere:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_n x_{in} + v_i \quad (3.1)$$

Modellapparatet estimerer en sammenheng mellom utvalgte forklaringsvariable $x_1, x_2 \dots x_n$ og den avhengige variabelen Y ved å minimere summen av kvadrerte feilledd. Feilleddene er definert som forskjellen mellom populasjonens observerte verdi og modellens predikerte verdi:

$$v_i = Y_i - (\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_n x_{in}) \quad (3.2)$$

Sammenhengen mellom den avhengige variabelen og forklaringsvariablene er dermed verdiene $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_n$ som minimerer summen av kvadrerte feilledd:

$$\sum_{t=1}^t (Y_t - (\beta_0 + \beta_1 x_{t1} + \beta_2 x_{t2} + \dots + \beta_n x_{tn}))^2 \quad (3.3)$$

Verdiene $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_n$ forteller oss hvordan en endring i koeffisientens tilhørende variabel x_1, x_2, \dots, x_n utgjør en endring i den avhengige variabelen Y . Regresjonskoeffisientene kan tolkes som den partiellderiverte av Y med hensyn på tilhørende x når vi holder alle andre forklaringsvariable konstante:

$$\Delta Y = \beta_n^* \Delta x_n \text{ for } n = 1, 2, \dots, n \quad (3.4)$$

For at OLS-estimatet skal være forventningsrett, gjelder følgende forutsetninger:

Forutsetning 1: Modellen må være lineær i parametrene. Dette innebærer at prosessen vi ønsker å estimere er en lineær sammenheng. Dersom vi skal estimere en ikke-lineær sammenheng mellom avhengig og uavhengig variabel, må dermed den uavhengige variabelen transformeres før den benyttes i estimeringen.

Forutsetning 2: Utvalget må være tilfeldig valgt og representativt for den underliggende populasjonen. Dette er viktig med tanke på ekstern validitet. For at resultatene på best mulig måte skal kunne overføres til populasjonen som helhet, skal utvalget som analyseres være tilfeldig valgt på en måte som gjør det representativt.

Forutsetning 3: Det kan ikke eksistere perfekt kollinearitet mellom forklaringsvariablene. Perfekt kollinearitet er når en forklaringsvariabel er en lineær kombinasjon av en eller flere

andre forklaringsvariabler. Når forklaringsvariablene er lineært avhengige, reduseres ikke deres evne til å forklare variasjonen i den avhengige variabelen, men det blir problematisk å separere effektene til de respektive variablene.

Forutsetning 4: For hver i skal feilleddene betinget på x ha null i forventningsverdi:

$$E(v_i|x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ni}) = 0 \quad (3.5)$$

Dette innebærer at det er like stor sannsynlighet for at den estimerte modellen feilpredikerer i den ene eller andre retningen. Ved brudd på forutsetningen vil modellen ha en systematisk feil, og estimatene vil ikke være konsistente.

Under forutsetning 1-4 gjelder Gauss-Markov teoremet: De estimerte koeffisientene $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_n$ er det beste lineære forventningsrette estimatet for $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_n$.

Forutsetning 5: Feilleddene må være homoskedastiske. Dette betyr at variansen til feilleddene v_i betinget på x skal være konstant:

$$Var(v_i|x) = Var(v_i) = \sigma^2 \quad (3.6)$$

Om dette ikke er tilfellet vil estimatene for koeffisientenes varians være usikre, og all inferens basert på disse estimatene vil følgelig også være usikre.

Forutsetning 6: Ingen seriekorrelasjon i feilleddene. Dette innebærer at feilledd fra to forskjellige tidsperioder ikke skal være korrelerte:

$$Corr(v_i, v_t|x) = 0 \quad \text{for} \quad i \neq t \quad (3.7)$$

Om dette er tilfelle vil fortsatt estimatet være forventningsrett, men den eksisterende systematikken i feilleddene fører til feil i beregningen av varians og dermed blir koeffisientene ineffektive. Om korrelasjonen er positiv underestimeres koeffisientenes standardavvik, og motsatt.

3.2 Fixed-Effects transformasjon

Ved å benytte en "Fixed Effects"-regresjon (FE-regresjon) utnytter vi paneldatadimensjonen i datasettet. På samme måte som OLS, estimerer en FE-regresjon sammenhengen mellom en uavhengig variabel og en rekke forklaringsvariabler. Forskjellen er at vi utnytter at vi har observasjoner for individ i over tid t til å fjerne individspesifikk informasjon som ikke varierer med tiden. Denne ønsker vi å fjerne for å være sikrere på at sammenhengen mellom variablene vi estimerer er som følge av variasjon i disse over tid, og ikke som følge av tidskonstante uobserverbare effekter. I sparesammenheng kan dette for eksempel være faktorer som risikoaversjon, evne til å planlegge, tidspreferanser og foreldrebakgrunn. Tilnærmingen vil være nyttig for å vise hvordan sparing endres i sammenheng med endring i observert usikkerhet over tid, når vi utforsker forsiktighetsmotivert sparing.

For å illustrere prosessen, deler vi feilleddet fra ligning (3.1) opp i en uobserverbar faktor a_i , som ikke varierer med tiden, og et idiosynkratisk feilledd u_{it} , som varierer med tiden, slik at

$$v_{it} = a_i + u_{it} \quad (3.8)$$

Modellen estimerer da sammenhengen for $t = 1, 2, \dots, T$:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_n x_{itn} + a_i + u_{it} \quad (3.9)$$

Vi benytter oss så av paneldimensjonen og ønsker å fjerne all individspesifikk informasjon som ikke varierer over tid. Dette gjør at vi reduserer risikoen for at den uobserverbare faktoren a_i er korrelert med forklaringsvariablene x_1, x_2, \dots, x_n og fører til heterogenitetsproblemer⁹.

Vi beregner derfor gjennomsnittet for hvert individ over tid for alle variable m :

$$\bar{m}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T m_{it} \quad (3.10)$$

⁹ Et heterogenitetsproblem oppstår når man utelater variable som er korrelert med både en inkludert variabel og den avhengige variabelen. Det oppstår da problemer med å identifisere årsak-virkningsforholdet når man skal tolke den estimerte koeffisienten, siden man ikke vet i hvilken grad effekten kan tilskrives til den inkluderte eller ekskluderte variabelen.

Deretter trekker vi dette fra og estimerer for $t = 1, 2, \dots, T$:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_1(x_{it1} - \bar{x}_{i1}) + \beta_2(x_{it2} - \bar{x}_{i2}) + \dots + \beta_n(x_{itn} - \bar{x}_{in}) + u_{it} - \bar{u}_i \quad (3.11)$$

Som er det samme som:

$$\ddot{y}_{i,t} = \beta_1 \ddot{x}_{it1} + \beta_2 \ddot{x}_{it2} + \dots + \beta_n \ddot{x}_{itn} + \ddot{u}_{it} \quad (3.12)$$

Her representerer \ddot{y}, \ddot{x} og \ddot{u} de transformerte variablene. Vi legger spesielt merke til at det tidskonstante feilleddet a_i er fjernet fra regresjonen. Dette gjør at vi må modifisere forutsetningene 4-6 til å være betinget på de inkluderte forklaringsvariable og den uobserverte tidskonstante effekten.

Forutsetning 4: Som i (3.5) må de idiosynkratiske feilleddene må ha forventning lik null:

$$E(u_{it}|x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ni}, a_i) = 0 \quad (3.13)$$

Forutsetning 5: Som i (3.6) må variansen må være uavhengig av alle $x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ni}$ og a_{it} for alle $t = 1, 2, \dots, T$ for at vi skal ha homoskedastisitet i feilleddene:

$$Var(u_{it}|x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ni}, a_i) = Var(u_{it}) = \sigma_u^2 \quad (3.14)$$

Forutsetning 6: Det kan ikke eksistere noen korrelasjon mellom de forskjellige idiosynkratiske feilleddene, på samme måte som i (3.7). Betinget av $x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ni}$ og a_{it} for alle $t \neq s$ må:

$$Cov(u_{it}, u_{is}|x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ni}, a_i) = 0 \quad (3.15)$$

Forutsetning 7: Betinget av $x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ni}$ og a_{it} skal u_{it} være uavhengig identisk normalfordelt, $N(0, \sigma_u^2)$. Denne forutsetningen impliserer at forutsetning 3-5 er oppfylt, men er sterkere i fordelingen den krever av de idiosynkratiske feilleddene. Om denne

forutsetningen er oppfylt, vil FE-estimatoren være normalfordelt og gi presise estimater på alle t-verdier og F-verdier.

3.3 Seriekorrelasjon og heteroskedastisitet

I arbeid med data som observeres over tid, vil man gjerne oppleve at observasjonene er avhengige av hverandre. Hvis det eksisterer en form for avhengighet eller annen systematikk i modellens feilledd, betyr dette at modellen har en systematisk feil. Konklusjoner basert på modellens resultater er da ikke konsistente (Wooldridge, 2002). Det er derfor vanlig å teste om forutsetningene til modellen holder ved å undersøke modellens feilledd.

Vi benytter en xtserial-test i STATA for å undersøke om det eksisterer seriekorrelasjon i paneldata-modellene våre. Dette er en prosedyre programmert og testet av Drukker (2003), utledet av Wooldridge (2002). Testen benytter feilleddene, $\hat{\epsilon}_{it}$, fra den førstedifferensierte regresjonen,

$$\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1} = \Delta x_{it}\beta_1 + \Delta \epsilon_{it} \quad (3.16)$$

og estimerer så en regresjon av feilleddene mot deres laggede verdier. Wooldridge (2002) viser at hvis ϵ_{it} ikke er seriekorrelet, vil

$$\text{Corr}(\Delta \epsilon_{it}, \Delta \epsilon_{it-1}) = -0.5 \quad (3.17)$$

Testen undersøker hvorvidt koeffisienten fra den estimerte regresjonen av feilleddene er -0.5 . Testen rapporterer en p-verdi for nullhypotesen om ingen seriekorrelasjon. Dersom denne p-verdien er høyere enn ønsket signifikansnivå, vil vi måtte forkaste nullhypotesen.

Ved forkastning av nullhypotesen anbefaler Wooldridge (2002) og Drukker (2003) å benytte en klyngefunksjon for feilleddene. Dette innebærer at man endrer prosedyren for hvordan variansen og standardavvikene i modellen beregnes fra å anta komplett uavhengige observasjoner, til å tillate avhengighet mellom observasjoner av en gitt karakter. Vi vil i vår analyse benytte klyngefunksjon for individene vi observerer og på denne måten oppnå robuste standardavvik for koeffisientene i modellene våre. Drukker (2003) viser ved simulering at denne prosedyren er svært solid for utvalg med mange individer observert over kortere tid. Wooldridge (2002) viser også at disse er robuste om det er heteroskedastisitet til stede.

3.4 Potensielle problemer i spesifikasjonen

Når man benytter tverrsnittdata observert over tid, vil dette kunne føre til at noen av de ovennevnte forutsetningene ikke er oppfylt. Dette representerer en trussel mot resultatenes interne validitet. I tillegg til nevnte seriekorrelasjon og heteroskedastisitet, vil vi vie oppmerksomhet til potensielle problemer med multikollinearitet og endogenitet.

Multikollinearitet

Multikollinearitet oppstår som følge av at to forklaringsvariabler har høy korrelasjon. Dette kan føre til problemer med å skille mellom de to variablenes påvirkning på den avhengige variabelen. Korrelasjonen gir også økt varians og kan dermed føre til at koeffisientene bli ineffisiente. Videre vil multikollinearitet kunne føre til forventningsskjevhet¹⁰ i estimatene.

Endogenitet

Endogenitet er et problem som hovedsakelig oppstår ved utelatte variabler, målefeil og simultanitet.

Utelatte variabler byr på problemer med forventningsskjevhet. Dersom en variabel som påvirker vår avhengige variabel utelates, vil vi kunne få problemer med tolkningen av de inkluderte variablene. Variablene skal tolkes *ceteris paribus*¹¹, men om sentrale variabler er ekskludert, får vi problemer med å gjøre nettopp dette.

Målefeil skjer når de benyttede verdiene ikke representerer de faktiske verdiene gjeldende for utvalget. Estimatene fra modellen representerer da ikke den sanne sammenhengen mellom variablene, og estimatene kan være forventningsskjeve. En vurdering av dataenes presisjon finnes i Appendiks A - Dataappendiks.

Simultanitet fører til endogenitetsproblem når en eller flere variabler bestemmes simultant med den avhengige variabelen. Et klassisk eksempel på dette er pris og etterspørsel. Det er en gjensidig avhengighet mellom variablene, som fører til at koeffisientene generelt sett vil bli forventningsskjeve og inkonsistente i bruk av vanlig OLS (Wooldridge, 2009).

¹⁰ Forventningsskjevhet innebærer at verdien som beregnes ikke representerer det beste lineære estimatet for den underliggende sanne verdien vi forsøker å finne.

¹¹ Alt annet konstant

3.5 Hyperbolsk transformasjon

I arbeid med formuesdata, er det vanlig å transformere dataene for å korrigere for skjevheten man observerer. Skjevhet vil gjøre at et estimat av for eksempel gjennomsnittelig inntekt ligger langt over median inntekt, som følge av en lang hale i fordelingen. Den vanligste kuren for slik skjevhet er å gjennomføre en logaritmisk transformasjon. Problemet med logaritmisk transformasjon er at den ikke fungerer på negative verdier og null-observasjoner, noe vi har mye av i formuesdata. Burbidge, Magee og Robb (1988) foreslår en alternativ måte å transformere dataene på, nemlig en Invers Hyperbolsk Sine transformasjon (IHS) av variabelen x :

$$g(x) = \ln(x + \sqrt{x^2 + 1}) \quad (3.18)$$

IHS er lineær rundt null og nedvekter større observasjoner på samme måte som logaritmisk transformasjon. I motsetning til vanlig logaritmisk transformasjon påtvinger ikke IHS konstante elastisiteter, noe som er en fordel i arbeid med formuesdata (Carroll, Dynan og Krane, 2003). Å transformere med avtagende eller økende elastisitet vil kreve en egen optimeringsprosess om dette skal benyttes. Vi gjennomfører derfor transformasjonen uten å betinge elastisiteten.

Transformasjonen er monotont stigende, symmetrisk rundt null og konvergerer mot $\ln(2|x|)$ for store verdier av $|x|$. Forskjellen mellom den hyperbolske transformasjonen og en vanlig logaritmisk transformasjon konvergerer derfor mot null raskt. For formuesdata med høye verdier vil vi dermed kunne tolke output fra modellen på samme måte som vi ville tolket output av en logaritmisk transformasjon. Ved bruk av IHS på avhengig og uavhengig variabel, tolkes sammenhengen som en elastisitet.

Kapittel 4: Beskrivelse av data

I dette kapittelet beskriver vi dataene benyttet i analysen. Vi redegjør for databehandlingsprosessen, spareestimeringen og definerer variablene benyttet i modellene.

4.1 Datagrunnlag

Vi benytter et tilpasset datasett fra Statistisk Sentralbyrås registerdatabase, hvor hovedgrunnlaget for dataene er fra Inntektsregisteret og Selvangivelsesregisteret (Halvorsen, 2012).

Norge er et av få land hvor det eksisterer store mengder registerdata¹² for inntekts- og formuesvariable. Dette skyldes mengden administrative registre hvor forskjellig informasjon innhentes og lagres på identifikasjonsnummer. Å knytte registre sammen via identifikasjonsnummer gir mange muligheter når det kommer til forskning, men inneholder også noen fallgruver. Den åpenbare styrken er at datamengden er stor, noe som fører til robuste statistiske analyser. En potensiell fallgrube er at tall koblet sammen kan ha forskjellige definisjoner som følge av at registrene er underlagt forskjellige regelverk. I vår analyse har vi vært nøyaktige i sikringen av at variablene måler det vi forutsetter. Derfor har vi lagt ved detaljert informasjon om datasettet, med en vurdering av tallenes validitet, reliabilitet og presisjon, i Appendix A – Dataappendiks.

4.2 Databehandling

Datasettet inneholder observasjoner av personer i alderen 18-35 for årene 2000-2011, og er et ubalansert paneldatasett. Det komplette datasettet inneholder totalt 13 392 291 observasjoner. Analysen benytter 6 890 749 av disse observasjonene, etter at alle beregninger og ekskluderinger er foretatt. De endelige observasjonene fordeler seg på 1 723 264 husholdninger.

Deflatering

Alle monetære størrelser er deflatert med konsumprisindeksen basisår 2000. I det følgende vil alle størrelser oppgitt i kroner være gitt i 2000-kroner.¹³

¹² Et register er en fullstendig fortegnelse over de statistiske enhetene innenfor en bestemt populasjon, og beskriver disse vha. ulike variabler. Alle de statistiske enhetene i et register har en identifikator som gjør det mulig å oppdatere registeret med nye opplysninger om de statistiske enhetene. (UNECE, 2000)

¹³ En 2000-krone tilsvarte i januar 2014 1,29 kroner.

Aggregering og familiekonstellasjoner

Dataene er aggregert fra individnivå til familienivå for å plukke opp de økonomiske fordelene mennesker opplever som følge av å bo flere sammen. Registerdataene inneholder dessverre ikke direkte informasjon om personenes bostatus. Dette gjør det vanskelig å identifisere husholdninger på en tilfredsstillende måte. Vi har derfor valgt å aggregere dataene over familieidentifikasjonsnummere. Dette gir oss følgende oversikt over familiekombinasjoner, og vi kaller disse familiekombinasjonene for husholdninger i resten av oppgaven:

Tabell 1: Familiekonstellasjoner

Antall familiemedlemmer	Antall observasjoner	Prosent	Kumulativt
1	5,166,174	74,97	74,97
2	1,664,385	24,15	99,13
3	55,057	0,8	99,93
4 eller flere	5,133	0,07	100
Totalt	6,890,749	100	

Vi ser at om lag 75 % av utvalget er registrert som aleneboere. Dette representerer sannsynligvis ikke den virkelige bosituasjonen til individene i utvalget, da mange samboere uten felles barn blir registrert som enslige. Resultatene våre må sees i sammenheng med dette. Siden vi ikke primært er interessert i en analyse av de økonomiske fordelene av å bo flere sammen, vil dette sannsynligvis ikke ha stor betydning for våre konklusjoner.

4.3 Den avhengige variabelen

Vår avhengige variabel er sparing. Registerdata inneholder informasjon om inntekts- og formuesstørrelser, og har følgelig ingen direkte informasjon om sparing. Denne må vi derfor beregne selv. Vi ønsker å vie prosessen litt ekstra oppmerksomhet, siden disse beregningene direkte påvirker vår avhengige variabel i analysen.

4.3.1 Hva er sparing?

De fleste har et forhold til begrepet sparing. Mange vil gjerne forbinde det med hvor mye de setter inn i banken eller investerer i fond. Går man derimot nærmere inn på begrepet finnes det nyanser som er viktig å ha med seg til forskningsformål. I litteraturen er det vanlig å forstå sparing som andelen av disponibel inntekt som ikke konsumeres¹⁴. Det betyr at store og små investeringer, som hus, bil og utdanning også er sparing. Videre utgjør avkastning på

¹⁴ Sparing er en residual av disponibel inntekt og konsum: Sparing = disponibel inntekt - konsum

finansielle aktiva og generell verdiøkning av eiendeler en inntekt. I den grad den ikke konsumeres er også dette sparing.

Formelt kan vi definere sparing i periode t på denne måten:

$$S_t = Y_t - C_t \quad (4.1)$$

Hvor S_t representerer sparing, Y_t er disponibel inntekt og C_t er konsum i periode t .

Det man ikke konsumerer, men derimot velger å spare i periode t , legges til den eksisterende formuen. Formuen, ω , vil da utvikle seg på følgende måte over tid:

$$\omega_{t+1} = (1 + r_t)\omega_t + S_t \quad (4.2)$$

Formuen ved tidspunkt $t + 1$ vil være summen av den eksisterende formuen ved inngangen til periode t , ω_t , dens forrentning i perioden r_t , og sparingen S_t . Sparingen kan representere en økning eller reduksjon i formuen avhengig av hvorvidt konsumet har vært høyere eller lavere enn den disponible inntekten i perioden. På samme måte vil avkastningen på den eksisterende formuen kunne representere en gevinst eller et tap.

Registerdataene benyttet i denne oppgaven inneholder informasjon om inntekt, formue og gjeld gjennom perioder på ett år. For å bruke disse dataene til forskning på sparing, må derfor en formuesbetraktning tas i bruk for å beregne denne størrelsen.

4.3.2 Beregning av aktiv sparing

Vi presiserte i oppgavens innledning at sparingen vi ønsker å analysere er aktiv sparing. Derfor forsøker vi å fjerne passiv sparing gjennom avkastning på eksisterende eiendeler i beregningsprosessen.

Når vi relaterer dette til våre data, vil aktiv sparing utgjøre forskjellen i formue ved tidspunkt $t + 1$ og t justert for forrentingen i den allerede eksisterende formuen:

$$S_t = \omega_{t+1} - (1 + r_t)\omega_t \quad (4.3)$$

Hvor ω_t er formue ved tidspunkt t , r_t er avkastning på denne formuen, og S_t er sparing.

Som følge av registerdataenes inndeling av formuesposter, har vi delt inn sparingen i finanssparing, realkapitalsparing og sparing i utlandet. Finanssparingen består av bankinnskudd, aksjer, obligasjoner, fond, pensjonssparing og andre finansielle aktiva. Realkapitalsparing er beregnet fra hytte, bil og båt, innbo, produksjonskapital og annen eie. Sparing i utland er oppgitt som en egen post i selvangivelsen, og er følgelig gitt direkte.

Hovedutfordringen i beregningsprosessen er å identifisere og justere for avkastning på eksisterende eiendeler. Den realiserte avkastningen hvert individ har hatt på realkapital og finanskapital vil være en omfattende prosess å beregne nøyaktig ut fra det eksisterende datamaterialet. Vi har derfor valgt å foreta justeringer i disse postene med utgangspunkt i aggregerte størrelser. Alle monetære størrelser er justert med konsumprisindeks, men justeringer for avkastning på realkapital er ikke foretatt utover dette. For finanskapital er blant annet avkastningen på Oslo børs brukt til å justere for avkastning på aksjer, og vi har justert for renteinntekter gitt fra selvangivelsesregisteret. Formuespostene vi har benyttet i beregningen, samt justeringer av disse, er detaljert beskrevet i Appendiks A – Dataappendiks. Se ellers Koijen et al. (2013) for et eksempel på hvordan denne prosessen kunne vært utført mer detaljert.

Bolig er utelatt fra spareberegningen. Det er to grunner til at vi har valgt å definere sparing uten bolig: 1) Boligverdiene i datasettet representerer ikke markedsverdi, men ligningsverdi. Dette skaper støy i dataene med tanke på at boligverdi og gjeld ikke samsvarer. Manglende samsvar mellom registrert boligverdi og gjeld er bare et problem ved kjøp og salg av bolig, derfor er år der husholdningen har registrert flytting utelatt. 2) Statistisk Sentralbyrå har beregnet en tilnærming til markedsverdi for bolig fra 2005. Om vi skulle benyttet disse verdiene, ville tidsintervallet for analysen kortes ned betraktelig. Med tanke på at vi ønsker å undersøke sparingens endring over tid, ser vi det som lite hensiktsmessig å halvere tidsintervallet for analysen.

Som nevnt i metodekapittelet, vil formuesvariabler gjerne være skjevfordelt, og det er fordelaktig å redusere betydningen til svært store observasjoner. Siden sparingen også kan være negativ, har vi benyttet oss av en invers hyperbolsk transformasjon på sparing, i stedet for vanlig logaritmisk transformasjon. Den beregnede sparingen før og etter transformasjonen er presentert i Tabell 2.

Tabell 2: Beregnet sparing i absolutt verdi og hyperbolsk transformert

	Antall observasjoner	Gjennomsnitt	St.avvik	Min	Maks
Sparing	11 295 502	-68998.3	386584	-4.42e+09	4.63e+09
Hyperbolsk sparing	11 295 107	-.92593	11.6499	-18.7150	22.9495

4.3.3 Svakheter med vår spareestimering

Det er fordeler og ulemper med å benytte registerdata til forskning på sparing. Det mest åpenbare problemet er at dataene ikke er samlet inn til det spesifikke formålet vi ønsker å benytte de til, og dermed gir utfordringer både i innhold og struktur.

Siden dataenes innhold for det meste er samlet inn for beskatningsformål, må de justeres der den fulle verdien ikke er oppgitt. Noen steder vil det kun være oppgitt approksimerte verdier. Videre forutsetter prosedyren for beregning av sparing at avkastning på eksisterende formue må beregnes og renses for. Denne er som nevnt utført med aggregerte størrelser, og fungerer kun som en enkel tilnærming.

En svakhet med dataenes struktur er den lave frekvensen observasjonene forekommer. Det er naturlig å anta at spare- og konsumbeslutninger gjøres mer eller mindre kontinuerlig, selv om individene i det store og hele kan ha et langsiktig perspektiv for sin økonomiske utvikling. Forskjellen mellom store og små spare- og konsumbeslutninger fremkommer ikke sparingen beregnet i disse dataene. Observasjonene er målt årlig og sparingen beregnet representerer derfor resultatet av alle beslutninger foretatt gjennom det aktuelle året. Vi kan med andre ord ikke si noe om sparerrespons på kortere sikt enn ett år. Den estimerte sparerresponsen vil være et resultat av langsiktige endringer og kan i tillegg være påvirket av kortsiktige endringer i forkant av observasjonstidspunktet.

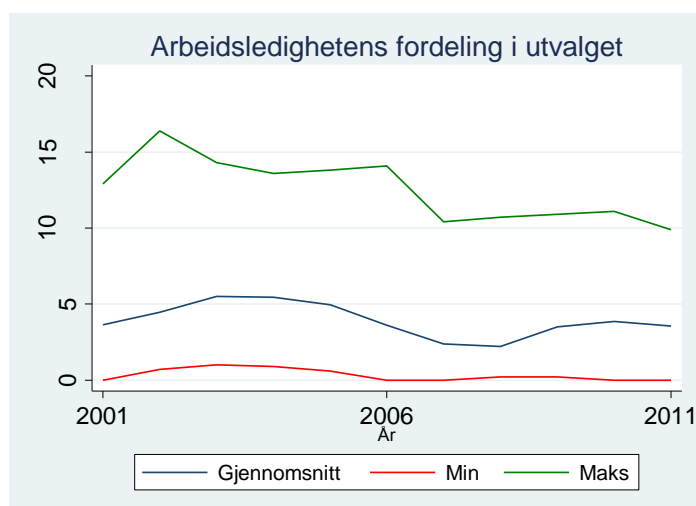
4.4 De uavhengige variablene

Arbeidsledighet

Som mål på inntektsusikkerhet benytter vi arbeidsledighet. På samme måte som Carroll et al. (2003), vil vi argumentere for at denne viser variasjon i inntektsusikkerhet blant husholdninger ved å representere risikoen for å bli arbeidsledig.

Basert på bostedsinformasjon fra folkeregisteret har vi koblet på kommunal arbeidsledighet for det aktuelle året. Arbeidsledigheten varierer dermed over tid og mellom kommuner. Vi bruker familienes bosted, da vi ikke har informasjon om deres arbeidssted. Dette hadde vært ønskelig, siden arbeidsledigheten i bostedskommunen kan være mindre relevant for personer med inntektskilde fra andre steder enn bostedskommunen. Vi vil argumentere for at denne måten å approksimere inntektsusikkerhet gir et mer presist bilde enn alternativet, som er å benytte aggregerte arbeidsledighetstall for Norge som helhet.

Siden dette er en svært sentral variabel for vår analyse, viser vi hvordan den har vært i perioden for vårt utvalg i Figur 3. Gjennomsnittlig holder den seg relativt stabil gjennom perioden, samtidig som vi ser at det er store forskjeller mellom hvor høy arbeidsledigheten er på tvers av kommuner.



Figur 3: Arbeidsledighetens fordeling i utvalget

Disponibel inntekt

For å ta høyde for at personer med forskjellig inntekt har forskjellig potensial for å spare, inkluderer vi disponibel inntekt som forklaringsvariabel. Variabelen er beregnet som summen av yrkesinntekter, kapitalinntekter og overføringer, fratrukket skatt og negative overføringer. Inntekten er, på samme måte som sparingen, skjevfordelt. Det er uklart hvordan inntekten relateres til sparing. Vi benytter derfor to måter å modellere inntekten på, da disse representerer to forskjellige antakelser om hva inntekten har å si for sparing.

- 1) Hyperbolsk transformert inntekt. Ved å transformere inntekten på denne måten, tolkes koeffisienten som en elastisitet. Vi antar da at en prosentvis endring i inntekt vil gi en prosentvis endring i sparing, og at dette er gjeldende for alle nivåer av inntekt og sparing. Dette gir en tydelig koeffisient, som er lett å tolke og forstå.
- 2) Vi inkluderer absolutt inntekt og kvadrert absolutt inntekt. Ved å modellere inntekten på denne måten, antar vi at det spares en fast prosentandel av absolutt inntekt. For å ta høyde for at denne sammenhengen kan være avtagende eller økende i styrke, inkluderes det kvadrerte leddet. Denne måten å modellere på gjør det vanskeligere å forestille seg hvordan inntekten påvirker sparing, men virker å kunne forklare tallmaterialet noe bedre.

Som vi vil se i resultatdelen, gir de to måtene å modellere inntekt på litt forskjellige resultater.

Indikatorvariabler

Vi har generert de følgende indikatorvariablene for å plukke opp mest mulig av heterogeniteten i datasettet. I kartleggingsfasen vil vi fokusere på hva disse forteller oss om hvordan sparingen blant unge norske familier er i perioden. I analysen av forsiktighetsmotivert sparing vil disse hovedsakelig inngå som kontrollvariabler.

År

For å dokumentere sparingen i sammenheng med konjunktorene i perioden, samt plukke opp andre år-spesifikke hendelser, inkluderes indikatorvariabler for år. Siden sparingen er beregnet med formuesendring over år, vil vårt basisår være år 2001.

Alder

Alderen til familiens overhode vil fortelle oss noe om hvor i livsløpet familien befinner seg. Ifølge Modigliani og Brumberg (1954) skal dette ha stor påvirkning på sparingen. Siden forholdet mellom alder og sparing i følge teorien ikke nødvendigvis er lineært, har vi inkludert alder som indikatorvariabler. Basisalder for analysen er 19.

Fylke

Geografi kan representere og plukke opp mange effekter som kan påvirke hvor mye som spares. Eksempler på slike faktorer kan være næringssammensetning og kostnadsnivå. For å kontrollere for geografiske effekter, har vi inkludert indikatorer for bostedsfylke. Basisobservasjonen er fylke nummer 1, Østfold.

Antall familiemedlemmer

Som dokumentert tidligere, representerer hver observasjon en familie bestående av forskjellig antall personer. Dette vil selvsagt ha en effekt på sparingen. Vi ønsker å kontrollere for dette ved å inkludere hvor mange personer hver observasjon representerer. Basisobservasjon er 1 familiemedlem, og siden vi mistenker at effekten av flere familiemedlemmer ikke nødvendigvis er lineær i forhold til sparing, inkluderes denne som indikatorvariabel.

Antall barn

Hvorvidt det skal forsørges et barn eller ikke, vil trolig ha noe å si for den økonomiske situasjonen. Siden kostnaden av et ekstra barn ikke nødvendigvis er konstant, inkluderer vi antall barn ved hjelp av indikatorvariabler i stedet for en løpende variabel.

Variabler benyttet i sekundær analyse

Carroll og Samwick (1997) undersøker forsiktighetsmotivert sparing ved hjelp av variasjon i livstidsinntekt. I en studie gjennomført i 2010 beregner Kirkebøen (2010) forskjeller i livsløpsinntekt mellom forskjellige utdanninger. Basert på data fra 1999-2008 beregnes inntektsprofiler og deres standardavvik på bakgrunn av 50 forskjellige utdanningsgrupper.

Ved hjelp av utdanningskodene tilgjengelig i registerdataene, kan vi koble på denne informasjonen. Siden denne påkoblingen innebærer ekskludering av alle observasjoner med uidentifisert utdanningsbakgrunn, gjennomføres denne analysen som en sekundær undersøkelse. Variablene benyttet er definert som følger:

Standardavvik forventet livstidsinntekt etter skatt

I Kirkebøens (2010) studie estimeres øvre og nedre prosentiler for den forventede livstidslønnen. Disse brukes til å beregne standardavvik i prosent. Standardavvikene gir en indikasjon på hvor stor variasjon det er i forventet livstidsinntekt, gitt den spesifikke utdanningen. Dette kan igjen tolkes som hvor stor usikkerhet det er tilknyttet den forventede livstidsinntekten. Siden denne variabelen er beregnet på bakgrunn av utdanningsgruppe, og samme verdi tildeles alle individer i en spesifikk gruppe, vil den bare reflektere gruppespesifikke faktorer. Dette kan videre føre til en underestimering av effekten på sparing.

Forventet livstidsinntekt etter skatt

For å kontrollere for at inntektsrisikoen til en viss grad er korrelert med størrelsen, benytter vi også Kirkebøens (2010) estimat på forventet livstidsinntekt etter skatt.

Dokumentasjon av disse størrelsene finnes i Appendiks A – Dataappendiks.

4.5 Deskriptiv statistikk

Variablene fra rådatasettet ser ut som følger:

Tabell 3: Deskriptiv statistikk av rådatasett

Variabel	Antall observasjoner	Gjennomsnitt	Std.avvik	Min	Maks
Sparing	11 295 502	-68998.3	386584	-4.42e+09	4.63e+09
Hyperbolsk sparing	11 295 107	-.92593	11.6499	-18.7150	22.9495
Inntekt (10 000 kr)	13 392 291	24.265	53.3007	-6.45e+02	5.09e+03
Hyperbolsk inntekt	13 392 291	12.592	1.89568	-18.6747	20.7402
Arbeidsledighet	13 392 291	3.879	1.56157	0	16.4
År	13 392 291	2005.5	3.48557	2000	2011
Alder	13 392 291	26.826	5.23316	18	35
Fylkesnummer	13 392 291	8.8577	5.72455	1	20
Antall barn	13 392 291	.6624	.967333	0	15
Antall familiemedl.	13 392 291	1.4045	1.08546	1	174

Fjerning av data

Data over en så stor befolkning inkluderer naturlig nok observasjoner som av forskjellige grunner ikke kan sies å være representative for den norske befolkning som helhet. Vi gir her en oversikt over hvilke kriterier vi har rensket dataene etter. Spareestimeringen er basert på

differensiering, og fjerner følgelig alle observasjoner i år 2000. Deretter transformerer vi og aggregerer til husholdninger via familieidentifikasjonsnummeret. Vi bruker en indikatorvariabel fra folkeregisteret for å fjerne alle observasjoner hvor det er foretatt flytting, for å unngå problemene knyttet til mangelfulle boligdata. Dersom husholdninger fremviser spesiell spareatferd under flytting, vil med andre ord denne effekten ikke gjøre seg gjeldende i våre resultater. Med basis i sparevariabelen ekskluderer vi så resterende observasjoner som ligger utenfor 1 % - og 99 % - prosentilen i rådatasettet. Siden vi ønsker å analysere hvordan folk fordeler sin inntekt mellom konsum og sparing, ekskluderer vi også gjenværende observasjoner uten registrert inntekt. Hvordan databehandlingsprosessen påvirker antall gjenværende observasjoner er vist i Tabell 4.

Tabell 4: Antall fjernede og gjenværende observasjoner

Steg i databehandlingen	Antall fjernede observasjoner	Antall gjenværende observasjoner
Rådatasett		13 392 291
Spareestimering	2 096 789	11 295 502
Hyperbolsk transformasjon	395	11 295 107
Familieaggregering	2 189 811	9 105 696
Fjerning av flytting	2 073 330	7 032 366
Ekstreme spareobservasjoner	97 448	6 934 918
Observasjoner uten registrert inntekt	44 169	6 890 749

Etter at alle variabler er beregnet og transformert, og vi har rensset for ekstremobservasjoner, har vi følgende deskriptive statistikk over variablene:

Tabell 5: Deskriptiv statistikk av benyttede variabler

Variabel	Antall observasjoner	Gjennomsnitt	Std.avvik	Min	Maks
Hyperbolsk sparing	6 890 749	-.10966	11.3477	-15.3607	15.1311
Inntekt (10 000kr)	6 890 749	22.2625	15.9707	.000081	5882.61
Inntekt ² (10 000kr)	6 890 749	750.68	13394.1	6.55e-09	3.46e+07
Hyperbolsk inntekt	6 890 749	12.6701	1.17586	.73972	18.583
Arbeidsledighet	6 890 749	3.91311	1.57065	0	16.4
År	6 890 749	2006.0	3.20503	2001	2011
Alder	6 890 749	27.297	5.10979	19	35
Fylkesnummer	6 890 749	8.9369	5.73677	1	20
Antall barn	6 890 749	.64867	.970129	0	14
Antall familiemedl.	6 890 749	1.2599	.461903	1	8

Oppsummering

Som vi ser av den deskriptive statistikken, er heterogeniteten og detaljnivået i registerdataene utfordrende å arbeide med. Vi har gjennom databehandlingsprosessen gått fra et oppstykket og komplisert datasett, til et mer oversiktlig sett bestående av pent fordelte variabler. Vi legger merke til at antall observasjoner har sunket i prosessen. Dette er som følge av spareestimeringen og familieaggregeringen, men også som følge av ekskluderinger gjort for å unngå at resultatene skal drives av ekstremobservasjoner. Vi mener databehandlingsprosessen har ført til et datasett bestående av representative husholdninger for vårt formål.

Kapittel 5: Resultater og analyse

Vi skal nå tilbake til forskningsspørsmålene:

1. Hvordan har unge norske husholdningers aktive sparing vært i perioden 2001-2011?
2. Finnes det forsiktighetsmotivert sparing hos unge norske husholdninger i denne perioden?

Det første forskningsspørsmålet er en kartlegging av den aktive sparingen i norske husholdninger i perioden 2001-2011. Vi benytter en OLS-modell til å vise forskjellige kilder til heterogenitet. I tillegg gir modellen oss anledning til å studere alder- og tidseffekter kontrollert for andre faktorer. Resultatet viser en signifikant sammenheng mellom sparing og alder, tidseffekter, inntekt, arbeidsledighet, regionale forskjeller og familiestørrelse. Uten å teste noen av hypotesene eksplisitt, drøfter vi nærmere alderseffekter i sammenheng med teorirammeverket. Dette gjør vi gjennom en enkel figurbetraktning av den estimerte sparingen. Vi henvender oss så til tidseffektene fra modellen, og ser disse i sammenheng med den makroøkonomiske utviklingen i perioden.

Det andre forskningsspørsmålet besvares med en direkte estimering av sparing mot vårt mål på inntektsusikkerhet. Til dette formål bruker vi en FE-modell, da denne kontrollerer for uobserverte tidskonstante effekter. Måten FE-modellen utnytter paneldatadimensjonen i datasettet, gjør at vi får ut en sammenheng mellom endringer i husholdningenes atferd over tid. Siden vi er ute etter å finne en endring i sparing som følge av en endring i usikkerhet, vil derfor FE-modellen være et passende verktøy. Vi presenterer også resultatene fra modelleringen med det alternative usikkerhetsmålet, før vi analyserer og konkluderer.

I det følgende presenteres først resultatene fra kartleggingen kapittel 5.1. Gjennomgangen av OLS-modellen gir leser en god og nyttig oversikt over hvordan sparingen har vært gjennom perioden. Vi studerer nærmere alders- og tidseffektene for å vise hvordan sparingen kan sees i sammenheng med den presenterte teorien og det store makrobildet. Etter å ha fått en nøye gjennomgang av hvordan sparingen ser ut, skifter vi fokus over på hovedspørsmålet om forsiktighetsmotivert sparing i kapittel 5.2. Her presenteres resultatene fra FE-modellene. I denne seksjonen vises også resultatene fra analysen med livstidsinntektens standardavvik som alternativt mål på usikkerhet. Til slutt diskuterer vi hvorvidt det eksisterer forsiktighetsmotivert sparing i Norge ved å trekke på innsikten fra alle tre modellene.

5.1 Forskningsspørsmål 1:

Empirisk kartlegging av sparing i unge norske husholdninger i perioden 2001-2011

5.1.1 Modellspesifikasjoner og resultat OLS-modell

Modellen inneholder indikatorvariabler for alderseffekter, tidseffekter og geografi, representert ved henholdsvis A , D og F . I kartleggingsfasen er det primært disse vi vil fokusere på. Arbeidsledighet, representert ved U , er inkludert for å se hvordan sparingen varierer med forskjellige nivå for arbeidsledighet. Denne innsikten vil være nyttig når vi skal studere forsiktighetsmotivert sparing i kapittel 5.2. I tillegg kontrolleres det for at forskjellig inntekt vil innebære forskjellig sparepotensial. Dette gjør vi ved å inkludere periodens disponible inntekt, modellert på to forskjellige måter. Kontrollvariablene for familiekarakteristika er samlet i vektoren X .

Siden det er uklart hvilken spesifisering som best kontrollerer for disponibel inntekt, velger vi å presentere resultatene for begge modelleringene nedenfor. Spesifisering 1 estimerer en konstant elastisitet mellom hyperbolsk transformert inntekt, HI , og hyperbolsk transformert sparing S . Spesifisering 2 estimerer hvor mange prosent som spares av inntekten I målt i 10 000 kroner. Det kvadrerte inntektsleddet, I^2 , er inkludert for å tillate for en ikke-lineær sammenheng mellom inntekt og hyperbolsk transformert sparing. Vi får dermed følgende spesifikasjoner:

Spesifisering 1: Hyperbolsk transformert inntekt

$$S_{it} = \beta_0 + \delta A_{it} + \gamma D_t + \theta F_{it} + \beta_1 HI_{it} + \beta_2 U_{kt} + \varphi X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.1)$$

Spesifisering 2: Absolutt nivå og kvadrerte inntekter i 10 000 kroner

$$S_{it} = \beta_0 + \delta A_{it} + \gamma D_t + \theta F_{it} + \beta_1 I_{it} + \beta_2 I_{it}^2 + \beta_3 U_{kt} + \varphi X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.2)$$

S = Hyperbolsk transformert sparing
 HI = Hyperbolsk transformert inntekt
 I = Inntekt i 10 000 kr
 A = Vektor med indikatorer for alder
 D = Vektor med tidsindikatorer

F = Vektor med indikatorer for fylke
 U = Kommunal arbeidsledighet
 X = Vektor med indikatorvariabler for familiekarakteristika

Hvor i indekserer husholdning, t indekserer tid og k indekserer kommune.

Tabell 6: OLS-modell for kartlegging av sparing

VARIABLER	(1) – Hyperbolsk inntekt	(2) – Absolutt inntekt
ALDERSEFFEKTER		
20	-0.477*** (0.0218)	-0.445*** (0.0217)
21	-1.567*** (0.0226)	-1.521*** (0.0225)
22	-1.684*** (0.0233)	-1.684*** (0.0232)
23	-1.186*** (0.0239)	-1.260*** (0.0239)
24	-0.441*** (0.0244)	-0.608*** (0.0245)
25	0.365*** (0.0248)	0.0993*** (0.0251)
26	1.112*** (0.0251)	0.741*** (0.0256)
27	1.753*** (0.0251)	1.275*** (0.0259)
28	2.211*** (0.0250)	1.649*** (0.0260)
29	2.422*** (0.0248)	1.788*** (0.0261)
30	2.533*** (0.0247)	1.843*** (0.0260)
31	2.654*** (0.0245)	1.928*** (0.0260)
32	2.649*** (0.0243)	1.897*** (0.0259)
33	2.667*** (0.0240)	1.902*** (0.0257)
34	2.445*** (0.0237)	1.680*** (0.0254)
35	2.407*** (0.0234)	1.648*** (0.0252)
TIDSEFFEKTER		
2002	-0.513*** (0.0197)	-0.573*** (0.0197)
2003	-0.184*** (0.0214)	-0.258*** (0.0213)
2004	-1.028*** (0.0214)	-1.119*** (0.0214)
2005	-0.0797*** (0.0208)	-0.218*** (0.0208)
2006	-0.161*** (0.0201)	-0.317*** (0.0201)
2007	-0.0647*** (0.0208)	-0.281*** (0.0208)
2008	-0.128*** (0.0213)	-0.428*** (0.0213)
2009	1.129*** (0.0195)	0.805*** (0.0196)
2010	0.574*** (0.0194)	0.256*** (0.0194)
2011	0.395*** (0.0194)	0.0449** (0.0194)
GEOGRAFI		
Akershus	0.245*** (0.0261)	0.151*** (0.0261)
Oslo	0.594*** (0.0236)	0.466*** (0.0236)

Hedmark	-0.178*** (0.0311)	-0.122*** (0.0311)
Oppland	-0.237*** (0.0315)	-0.167*** (0.0315)
Buskerud	0.230*** (0.0289)	0.206*** (0.0289)
Vestfold	-0.111*** (0.0297)	-0.115*** (0.0297)
Telemark	-0.328*** (0.0318)	-0.302*** (0.0318)
Aust-Agder	-0.222*** (0.0367)	-0.190*** (0.0367)
Vest-Agder	0.115*** (0.0317)	0.102*** (0.0317)
Rogaland	0.607*** (0.0260)	0.464*** (0.0260)
Hordaland	0.0445* (0.0248)	0.000395 (0.0248)
Sogn og Fjordane	0.222*** (0.0380)	0.255*** (0.0379)
Møre og Romsdal	-0.0621** (0.0288)	-0.0730** (0.0288)
Sør-Trøndelag	-0.334*** (0.0266)	-0.321*** (0.0265)
Nord-Trøndelag	-0.351*** (0.0351)	-0.296*** (0.0350)
Nordland	-0.234*** (0.0291)	-0.226*** (0.0291)
Troms	-0.132*** (0.0318)	-0.130*** (0.0317)
Finnmark	-0.313*** (0.0417)	-0.373*** (0.0417)
ANTALL FAMILIEMEDLEMMER		
2	-2.339*** (0.0121)	-3.574*** (0.0164)
3	-2.832*** (0.0505)	-3.971*** (0.0512)
4 eller flere	-3.201*** (0.165)	-5.154*** (0.163)
ANTALL BARN		
1	0.468*** (0.0122)	0.409*** (0.0122)
2	0.470*** (0.0139)	0.340*** (0.0140)
3 eller flere	0.0908*** (0.0203)	0.0601*** (0.0204)
ANDRE VARIABLER		
Hyperbolsk inntekt	0.809*** (0.00547)	- -
Inntekt (10 000 kr)	-	0.101*** (0.000779)
Inntekt² (10 000 kr)	-	-2.11e-05*** (4.51e-06)
Arbeidsledighet	0.0830*** (0.00462)	0.0930*** (0.00461)
Konstant	-11.50*** (0.0715)	-2.527*** (0.0345)
Observasjoner	6,890,749	6,890,749
R-squared	0.038	0.042

Robuste standardfeil i parentes

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Måten vi kontrollerer for forskjellig nivå av inntekt påvirker til en viss grad størrelsen på de andre koeffisientene. Vi mener det vil være nyttig å ha en forståelse av hvorfor de to spesifikasjonene gir forskjellige koeffisienter, og begynner derfor med å se på disse.

Disponibel inntekt

Som nevnt i kapittel 3.5, vil en regresjon av to hyperbolsk transformerte variabler kunne tolkes på samme måte som to logaritmisk transformerte variabler. Dette innebærer at inntektskoeffisienten fra spesifikasjon 1 antar en konstant inntektselastisitet på sparing. Koeffisienten viser hvor mange prosent mer som spares ved én prosent mer inntekt, på tvers av husholdningene. Ved en inntekt på 1 % mer spares det 0,8 % mer. Denne sammenhengen er antatt konstant for hele utvalget, og er ifølge spesifikasjonen uavhengig av individenes absolutte inntekt og sparing.

Spesifikasjon 2 estimerer en 10,1 % høyere sparing per 10 000 kroner høyere inntekt. Det kvadrerte leddet er negativt, noe som innebærer at denne sammenhengen er avtagende i størrelsen på inntekten. I motsetning til i spesifikasjon 1, vil inntektselastisiteten på sparing variere med det absolutte nivået på inntekten og sparingen. Vi kan enkelt regne ut når den avtagende effekten dominerer den positive. Dette skjer når inntekten når et nivå på 47 867 298 kr. Vi konkluderer derfor med at denne spesifikasjonen i all hovedsak estimerer en stigende relasjon, og på samme måte som spesifikasjon 1 viser at høyere disponibel inntekt innebærer mer sparing for husholdningene.

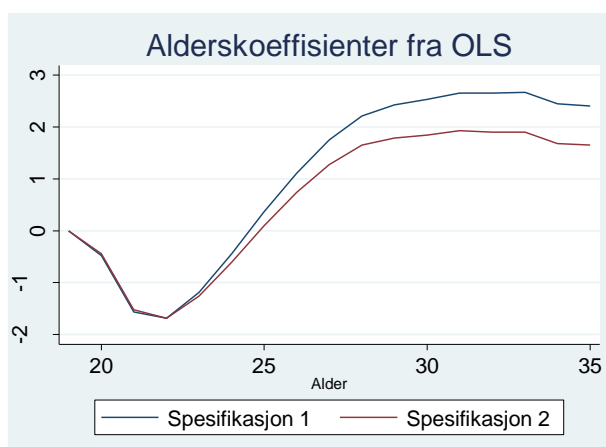
Siden den hyperbolsk transformerte sparingens median og gjennomsnitt er nær null i utvalget, vil den disponible inntektens økonomiske signifikans være veldig lav for store deler av utvalget, og skal ikke tolkes for bokstavelig. Hovedpoenget er at inntekten kontrollerer for at personer med svært høy inntekt kan ha svært høy sparing, samtidig som de med lavere inntekt naturlig nok også sparer mindre.

For å se hvorfor de to måtene å kontrollere for inntekt på gir forskjellige koeffisienter, kan vi benytte oss av korrelasjonsmatrisen i Dataappendiks A – Tabell A.11. Ved å studere korrelasjonsmatrisen, ser vi at inntektsmodelleringene korrelerer forskjellig med de andre forklaringsvariablene. Forskjeller i måten de korrelerer med hverandre, gjør at det attribueres forskjellig mengde sparing mellom inntekten og de andre variablene i de to spesifikasjonene. Dette gir opphav til de forskjellige i koeffisientene vi ser.

Forklaringskraften til modellene viser at spesifikasjon 2 forklarer en større andel av variasjonen i sparing, men det er uklart hvilken av modellene som er mest korrekt, da den ekstra forklarte variasjonen fra spesifikasjon 2 kan stamme fra færre ekstreme feilledd, og ikke nødvendigvis en teoretisk mer korrekt tilpasning.

Alder

Koeffisientene for alder er signifikante på alle relevante signifikansnivå og viser oss hvordan sparingen er forskjellig fra basisalderen på 19 år. Siden sparingen er hyperbolsk transformert, skal disse koeffisientene tolkes som prosentvis forskjell fra basisobservasjonen. Det generelle trekket er at sparingen avtar frem til en alder av 22, før den tiltar og blir positiv i 24-25 års alderen. Den flater så ut i 30 årene, og ser ut til å synke marginalt mot slutten av aldersutvalget.



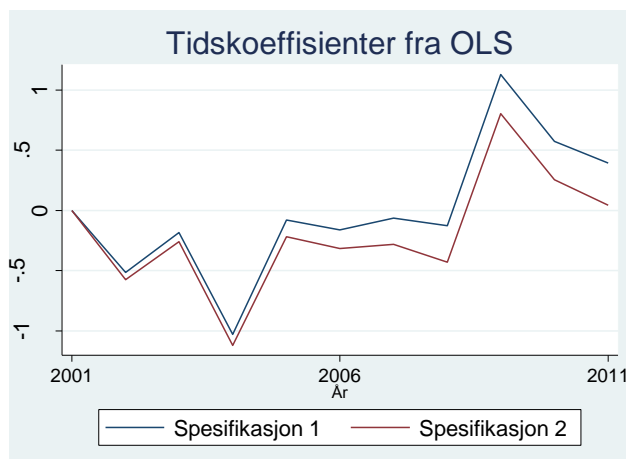
Figur 4: Alderskoeffisienter fra OLS

Koeffisientene er relativt like i begge modellene, men vi ser en sterkere respons som følge av økende alder i spesifikasjon 1. Dette kan være fordi den hyperbolske inntekten ikke estimerer en like sterk inntektseffekt på sparing for høye nivå av inntekt. Siden inntekt er økende i alder, og har mye å si for sparing, attribuerer spesifikasjon 1 mer av sparingen til alderseffekter enn spesifikasjon 2.

Tidseffekter

Koeffisientene skal tolkes på samme måte som for alderseffekter, men representerer her forskjell i sparing fra år 2001. Koeffisientene plukker opp år-spesifikke hendelser som

påvirker sparingen. Dette kan for eksempel være konjunkturer, endring i pengepolitikk, nye reguleringer eller andre forhold som kan variere over år. I seksjon 5.1.4 ser vi nærmere på hvilke hendelser som kan tenkes å ha gitt koeffisientene vi observerer.



Figur 5: Tidskoeffisienter fra OLS

Forskjellen mellom modellene er også her marginal, men interessant. Med hyperbolsk inntekt får tidseffektene høyere verdier enn med absolutt inntekt, noe som kan attribueres til høyere korrelasjonen mellom absolutt inntekt og tid.

Geografi

Koeffisientene skal tolkes på samme måte som alderseffekter og tidseffekter, men representerer prosentvis forskjell i sparing fra fylke 1, Østfold. Vi ser at det er signifikante forskjeller mellom hvor mye som spares i de forskjellige fylkene. Årsakene til at det spares ulikt har vi ikke analysert noe videre, men det kan tenkes at forhold som næringsstruktur og inntektsnivå er potensielle grunner. Eksempelvis ser vi høyest sparing i Stavanger, som er en stor petroleumsby, og i Oslo og Akershus hvor det også er mye privat virksomhet.

I motsetning til tidseffekter og alderseffekter er det ikke store forskjellene i koeffisientene for fylker. Dette underbygger på mange måter hypotesene presentert i de foregående seksjonene, hvor vi argumenterer for at forskjellene kommer av inntektens sammenheng med alder og tid.

Arbeidsledighet

Modellene viser hvordan sparing assosieres med forskjellige nivå av arbeidsledighet. Vi ser at høye nivå av arbeidsledighet assosieres med høyere sparing, noe som umiddelbart kan sees på

som et tegn til forsiktighetsmotivert sparing. Vi må imidlertid være forsiktige med å konkludere, da det kan eksistere uobserverte egenskaper i kommuner med høy arbeidsledighet som fører til at det er generelt sett er høyere sparing i disse. Det kontrolleres til en viss grad for dette gjennom fylkesindikatorene, men siden arbeidsledigheten kan variere innad i et fylke, vil ikke alle problemer med utelatte variabler være fullstendig tatt hånd om. I tillegg vil det kunne være uobserverte faktorer ved en kommune som varierer over tid.

Resultatet kan med andre ord være drevet av disse uobserverte effektene, og ikke av arbeidsledighet som mål på inntektsusikkerhet. Det er derfor potensielt farlig å trekke konklusjoner om forsiktighetsmotivert sparing på basis av dette resultatet. Vi studerer denne sammenhengen nærmere i kapittel 5.2, og konstaterer inntil videre at høy sparing er assosiert med høy arbeidsledighet.

Familiekarakteristika

Koeffisientene for antall familiemedlemmer og antall barn viser hvordan sparingen øker eller reduseres som følge av hvor mange familiemedlemmer og barn man er i familien. Vi ser at flere familiemedlemmer gir økt negativ sparing. Med tanke på at den gjennomsnittelige sparingen i utvalget er negativ, er det ikke overraskende at effekten er negativ når man aggregerer over flere personer. Videre ser vi at familier med barn sparer mer enn familier uten barn, noe som er pussig gitt kostnaden barn representerer.

Oppsummering

Modellen viser hvordan forskjellige kilder til heterogenitet kan sees i sammenheng med sparing. Alderseffekten gjør seg gjeldene med tiltakende negativ sparing i ung alder, før den igjen øker jo eldre de blir. Tidseffekter har noe å si for sparing og vi ser betraktelig årspesifikk variasjon. Det er geografiske forskjeller på tvers av fylker, som kan attribueres til fylkesspesifikke faktorer som demografi og næringsstruktur. Arbeidsledighet relateres positivt til sparing. Familiens størrelse og sammensetning gir også signifikante utslag. Vi har også sett at periodens disponible inntekt i all hovedsak er positivt relatert til sparing. Måten vi modellerer inntekten på, påvirker også hvordan andre effekter blir fremtredende eller ikke.

Alderseffektene i relasjon til inntektsutviklingen gir noen interessante innspill til teorien om livssyklushypotesen, forsiktighetsmotivert sparing og likviditetsbeskränkninger. Når det gjelder tidseffektene, er det interessant å se hvordan unge husholdningers atferd kan sees i

sammenheng med konjunkturbildet i Norge, pengepolitikk og innføring av nye reguleringer. Dette tar vi for oss i seksjon 5.1.3 og 5.1.4, etter test av modellens forutsetninger.

5.1.2 Test av forutsetninger

Jamfør kapittel 3 er det viktig at modellapparatets forutsetninger er oppfylt for at resultatene skal være konsistente og valide.

Seriekorrelasjon og heteroskedastisitet

Vi har testet modellen for seriekorrelasjon ved hjelp av Wooldridge (2002) sin seriekorrelasjonstest, programmert av Drukker (2003). Vi får følgende resultat:

Tabell 7: Test av seriekorrelasjon

Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
$F(1, 839973) = 675.154$
Prob > F = 0.0000

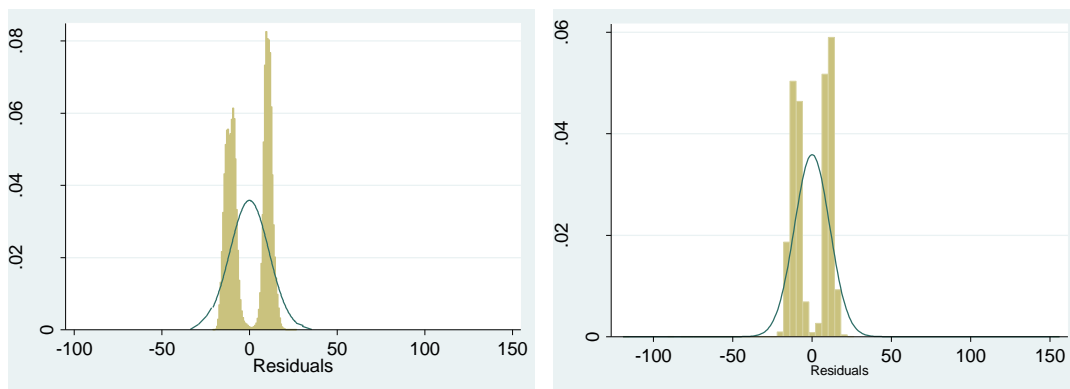
Som vi ser av p-verdien, forkaster vi nullhypotesen om at det ikke eksisterer seriekorrelasjon. Vi benytter oss derfor av Wooldridges (2002) anbefaling, og bruker klyngefunksjon på panelindikatoren. Dette sikrer seriekorrelasjon og heteroskedastisitet-robuste standardavvik i modeller med mange panel og få tidsperioder.

Multikollinearitet og endogenitet

Korrelasjonsmatrisen I Dataappendiks - Tabell A.11 viser en oversikt over de benyttede forklaringsvariablene. Ingen av variablene benyttet i analysen har høy korrelasjon, og det skulle derfor ikke være noen grunn til å tro at modellen lider av multikollinearitet.

Når det gjelder forventningsskjeve koeffisienter som følge av utelatte variabler, må vi være bevisste på at de inkluderte variablene kan plukke opp effekter av slike. Dette kommer til syne gjennom forskjellene vi ser mellom de to måtene å modellere inntekt på.inntekten varierer på samme måte som sparing over tid og alder. Vi mener tilstedeværelsen av indikatorer reduserer omfanget av dette problemet.

Modellens residualer



Figur 6: Histogram av residualer

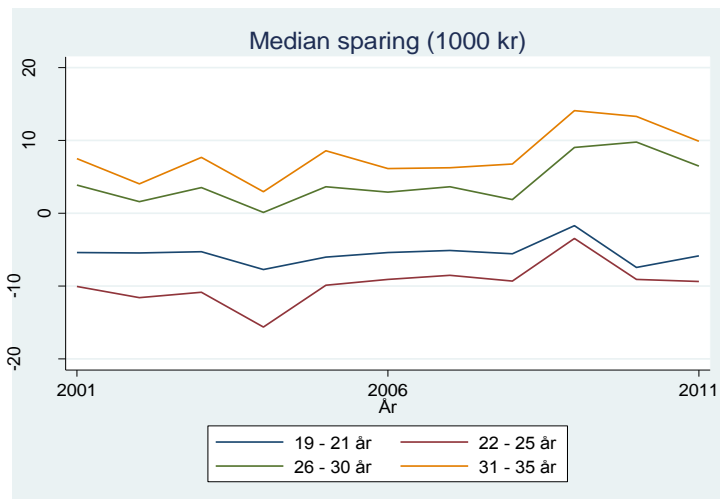
Residualene har gjennomsnitt på null og to topper som følge av den hyperbolske transformasjonen i dataene. Vi legger merke til at residualene har en tendens til å være skjevfordelt. Plottene er nesten identiske for de to spesifikasjonene, og fordeler seg noenlunde jevnt på begge sider av 0.

Konklusjon forutsetninger

Forventningsskjevhet som følge av utelatte variabler vil alltid representere en trussel i en slik modell. De inkluderte indikatorvariablene fungerer som interessante variabler å studere, men også som kontrollvariabler for å unngå forventningsskjevne koeffisienter. Med disse, i tillegg til seriekorrelasjon- og heteroskedastisitetrobuste standardavvik, virker forutsetningene for forventningsrette og effektive estimatorer å være oppfylt.

5.1.3 Innledende om alders- og tidseffekter

Vi begynner med å studere hvordan den beregnede aktive sparingen har variert i perioden 2001-2011. Grafen viser median aktiv sparing oppgitt i 1000 kroner for utvalget inndelt i fire aldersgrupper. Figuren gir oss et ufiltrert bilde av alders- og tidseffekter, og viser at det både er tydelige forskjeller i hvor mye som spares, men også at det er forskjeller i hvor stor grad sparingen påvirkes av hendelser i tiåret.



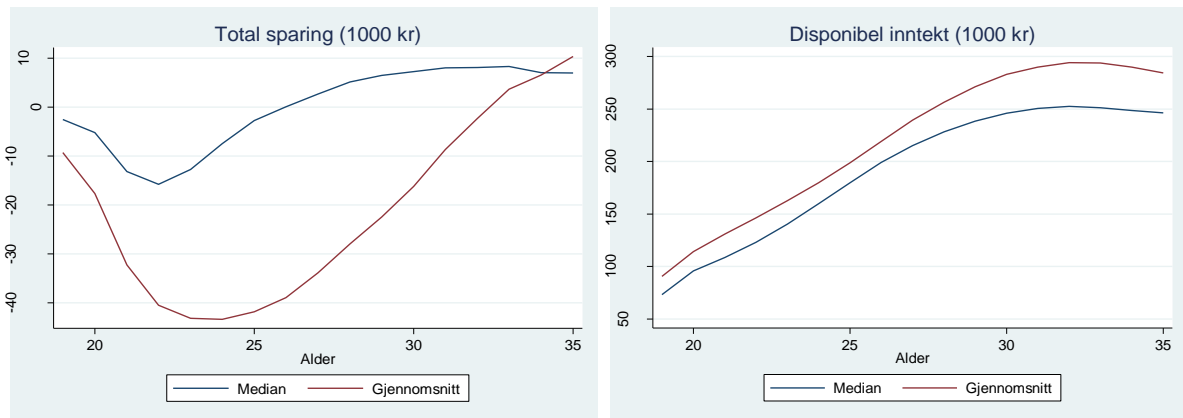
Figur 7: Median sparing over tid for fire aldersgrupper

Median sparing er positiv for de to eldste gruppene gjennom hele perioden, mens de to yngste aldersgruppene er i en fase hvor de fleste tar opp gjeld. En interessant observasjon, er at det er gruppen på 22-25 år som ligger på det laveste nivået. Dette er sannsynligvis fordi denne aldersgruppen representerer mange studenter som tar opp studielån.

Vi legger også merke til at den yngste aldersgruppen har en noe flatere kurve enn de andre. Det kan virke som om denne gruppen ikke påvirkes i like stor grad av tidseffekter som de øvrige gruppene. En mulig forklaring på dette er at den yngste gruppen har lav inntekt, stor grad av faste overføringer, og sannsynligvis er i en livssituasjon som ikke innebærer aktive spare- og konsumbeslutninger på samme måte som for eldre grupper.

5.1.4 Nærmere om alderseffekter i lys av teori

Å studere hvordan aktiv sparing sees i sammenheng med alder er interessant, særlig med tanke på livssyklusteori. Grafene i Figur 7 viser henholdsvis total aktiv sparing og disponibel inntekt for ulike aldre. Vi ser at disponibel inntekt er økende i takt med alder, og at det ikke er store forskjeller mellom gjennomsnitt og median. Endring i sparing er tiltagende negativ før den snur og går mot positiv, og viser en skjevfordeling innad i utvalget. Den gjennomsnittlige sparingen er negativ for alle aldre opp til midten av 30-årene, mens median sparing er positiv fra 25-26 års alderen.



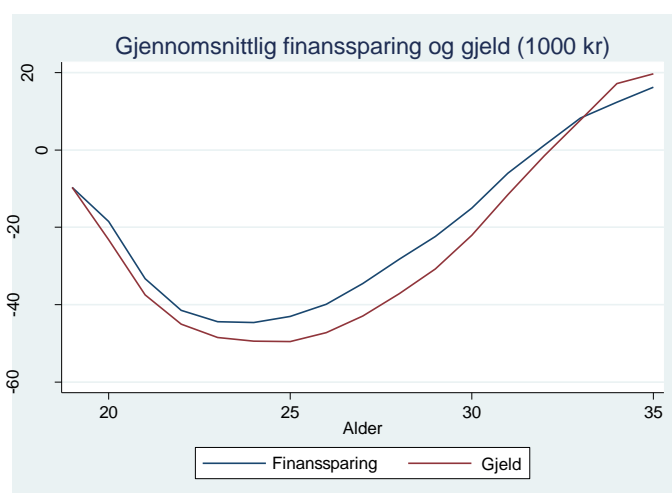
Figur 8: Total sparing og disponibel inntekt over alder

En U-formet sparekurve er noe vi forventer oss ut ifra en livssyklusbetragtning. Lav inntekt i ung alder gjør at husholdningene låner mot fremtidig inntekt for å oppnå et høyere konsum. Til tross for at inntekten øker utover i 30-årene, stopper gjeldsopptaket og median aktiv sparing blir positiv allerede i 25-26 års alderen. Dette innebærer at "folk flest" er i en sparende fase av livet allerede i midten av 20-årene. I følge livssyklushypotesen forutsetter positiv sparing at disponibel inntekt er høyere enn permanentinntekten. Vi vil påstå at dette sannsynligvis ikke er tilfellet allerede i 25-26 års alderen, da vi ser at inntekten er sterkt økende også etter 25-26 års alderen. Uten å se nærmere på hvor mye gjeld de forskjellige tar opp i forhold til sin livstidsinntekt, er det imidlertid vanskelig å konkludere.

Antageligvis er det andre supplerende faktorer som forklarer spareatferden. Med bakgrunn i innsikter fra Gourinchas og Parker (2002), Deaton (1991) og Ando et. Al (1992) ønsker vi å fremme buffersparing, forsiktighetsmotivet, hypotesen om likviditetsbeskrankninger og fremsynthet som plausible forklaringer på det observerte sparemønsteret.

I motsetning til livssyklusypotesens forutsetning om at et individ kan låne og plassere til samme rente, vil mange unge husholdninger være forhindret fra å ta opp lån mot fremtidig inntekt. I tillegg kan unge husholdninger tenkes å ha et høyt kostnadsnivå i forhold til inntekt, og havner på denne måten i en hjørneløsning hvor de ikke får lån, og heller ikke evner å spare opp tilstrekkelig kapital til å få lån. Det ser ut til at det dannes forskjeller mellom husholdninger som evner å få lån og husholdninger som er nødt til å spare først. Figur 4 viser at gjennomsnittlig sparing henger etter og avviker stort fra median. Dette viser at "folk flest" begynner å spare, mens de som kan tar opp lån driver gjennomsnittet ned.

Ando et al (1992) argumenterer for at sparingen begynner tidlig på grunn av en forventning om at fremtidige konsummuligheter også innebærer økte kostnader. Dette vil kunne være med på å forklare at husholdninger sparer i en tidlig fase. Siden gjeld inngår i sparebegrepet ”finansssparing” i vår estimeringsprosess, kan vi ved å se på finansssparing og gjeld se hvordan det spares i andre finansielle eiendeler samtidig:



Figur 9: Finansssparing og gjeldsoptak over alder

Figur 9 viser gjennomsnittlig finansssparing og gjeldsoptak i unge norske husholdninger. Vi ser at det primært er opptak av gjeld, og ikke en reduksjon av andre eksisterende finansielle eiendeler, som gjør at finansssparingen er negativ. Siden finansssparing ligger over gjeld, må dette nødvendigvis innebære at det også spares i finansielle eiendeler samtidig. Denne sparingen foregår jevnt og trutt selv om husholdningene er i en fase hvor de også tar opp mer gjeld. Sparing i kombinasjon med gjeldsoptak kan slik den fremgår av grafen være tegn til spareatferd slik vi forventer fra bufferteorien. Husholdninger som bedriver buffersparing foretrekker ofte å bedrive forsiktighetsmotivert sparing samtidig som de tar opp lån for å fremskynde konsum. Andre kilder til sparingen kan være økte krav til likviditet og forventninger om høyere kostnader med alderen.

Ved å studere figurer over hvordan sparingen varierer over alder, ser vi tendenser til at sparingen følger det intuitive rammeverket til livssyklushypotesen. Likevel avviker utvalgets tilpasning fra en optimal livssyklustilpasning ved at perioden med gjeldsoptak og negativ sparing virker noe kort. Forskjeller i gjeldsoptak, samt sparing i andre aktiva utenom gjeld, impliserer at dette kan skyldes buffersparing, likviditetsbegrensninger og fremsynthet.

5.1.4 Nærmere om tidseffekter i lys av konjunkturrelle forhold

Tidseffekter fanger opp variasjon knyttet til år-spesifikke hendelser som ellers ikke er tatt høyde for gjennom andre variabler. I modellen har vi kontrollert for inntekt, arbeidsledighet, alderssammensetning, familiekonstellasjon og geografi. Disse er vist grafisk i Figur 5.

Det er av interesse å knytte tidseffektene til konjunkturrendringer, endring i økonomisk politikk og nye reguleringer, men også forskjeller i oppfattet usikkerhet i økonomien. Tiåret bærer preg av økonomiske svingninger, relativt stor variasjon i Norges Banks styringsrente og finanskrisen. Dette virker i sin tur å ha påvirket husholdningenes sparing.

Ved å studere koeffisientene for tidseffektene i modellen ser vi at de er signifikant forskjellige fra basisåret. Før finanskrisen er den generelle trenden i tidseffektene at det er lavere sparing enn i basisåret 2001. Etter finanskrisen ser vi motsatt trend. Vi skal benytte oss av kunnskap om konjunkturutviklingen, rentesettingen og forsiktighetsmotivert sparing til å forklare koeffisientene.

2000-2003

På starten av 2000-tallet opplevde Norge en kortvarig vekstpause i forbindelse med Asia-krisen som rammet verdensøkonomien fra 1997-1999 (Karunatileka, 1999). Innhentingen etter krisen var relativt rask, og oljeprisen fordoblet seg i første kvartal år 2000 (Norges Bank, 2000). Oljeprisøkningen var gunstig for en oljenasjon som Norge, og gjorde at den norske økonomien skjøt fart. Prisnivået på internasjonale varer steg i takt med den internasjonale høykonjunkturen og bidro til importert inflasjon og vekst i norske konsumpriser. Kombinert med lønnsvekst og kostnadspress ellers i økonomien førte Norges Bank en stram pengepolitikk på starten av årtusenet. Styringsrenten ble satt opp til 7 % ved fjerde kvartal i år 2000. Høykonjunktur og lønnsvekst kan ha bidratt til økt konsum i husholdningene. Likevel gjør høye styringsrenter at bankenes utlånsrenter presses opp, noe som burde dempe farten i økonomien.

Den internasjonale høykonjunkturen fikk etter hvert en brems som følge av kostnadssjokk fra en høy oljepris, og flere sjokk på det finansielle systemet. I USA sprakk IT-boblen som hadde bygget seg opp gjennom midten av 90-tallet (Kraay & Ventura, 2007), og terroren 11. September 2001 rystet finansmarkedene globalt. Utviklingen i Irak bidro til ytterligere

usikkerhet. I 2002 lå verdien av verdens aksjer på et nivå 40 % lavere enn toppnivået i 2000. I respons til dette satte sentralbankene internasjonalt ned styringsrentene sine. Norge kom dermed i et misforhold når det gjaldt rentenivået, som nå lå langt over handelspartnerne. Lavkonjunkturen nådde norsk økonomi vinteren 2003 og kapasitetsutnyttelsen falt. For å avverge at økonomien stoppet helt opp snudde Norges Bank pengepolitikken i en ekspansiv retning og satt gradvis ned styringsrenten med hele 6,25 %. I 2004 var styringsrenten på bare 1,75 %.

I datasettet finner vi igjen tendenser av konjunktursvingningene. I koeffisienten for år 2002 (-0,513) ser vi om lag 50 % redusert sparing i forhold til basisåret. Høykonjunkturer påvirker ofte husholdninger gjennom to kanaler. For det første legger økonomiske oppgangstider press på lønnsoppgjørene, noe som øker individers kjøpekraft. For det andre gjør optimisme at husholdningene våger å forbruke mer. I sum kan dette ofte bidra til økt gjeldsopptak. I 2003 har gjeldsveksten avtatt igjen (-0,184). Dette kan være et tegn til avmatning i økonomien i forbindelse med at den internasjonale lavkonjunkturen traff Norge vinteren 2003, og at den stramme pengepolitikk har gitt utslag.

2004-2008

Fra 2004 begynte den ekspansive pengepolitikken fra Norges Bank å gi resultater. Oppgangen rammet bredt i norsk økonomi med vekst i produksjon, sysselsetting, konsum og boligpriser. Dette ble forsterket av at den internasjonale økonomien var i sterk vekst etter noen år med finansiell turbulens. Oppgangen var anført av Kina og USA, men spredte seg etter hvert til Japan og euroområdet. Den globale BNP-veksten i 2004 var den høyeste på 30 år (Norges Bank, 2005).

Høy fart i økonomien gjorde at det dannet seg en finansiell boble. Lave renter, rikelig tilgang på kapital og høy risikovilje var viktige fellestrekk for mange land disse årene. Det var sterk vekst i formuespriser og kreditt, også i Norge (Norges Bank, 2006). Sentralbanken økte derfor gradvis styringsrenten fra veldig lave nivåer i 2004 til mer normale nivåer i årene før finanskrisen.

Til tross for høykonjunktur holder koeffisientene i regresjonen seg relativt stabile i fasen før finanskrisen, men er fortsatt negative. Dette forteller oss at det er var en gjennomsnittlig

lavere sparing disse årene sammenlignet med år 2001. I forhold til den sterkt negative sparingen i 2004, ligger sparingen i disse årene betraktelig høyere. Dette kan trolig sees i sammenheng med den mer restriktive pengepolitikken som ble ført av sentralbanken. Videre kan forskjellene forklares av tre momenter fra databehandlingen:

- 1) Vi ser på sparing uten bolig. Dette gjør at vi sannsynligvis mister store deler av gjeldsopptaket foretatt i denne perioden.
- 2) Sparedefinisjonen vår omfatter kun aktiv sparing. Dette innebærer at avkastningen på eksisterende eiendeler skal være fjernet fra vår beregnede sparing. Selv om vi neppe har klart å fjerne all passiv sparing, vil reduksjonen i disse kunne være noe av grunnen til at sterk vekst i formuespriser og høye avkastninger i perioden før finanskrisen ikke vises så godt i våre tall.
- 3) Inntektseffekter og arbeidsledighetseffekter skal være fanget opp i deres respektive koeffisienter.

Uten å gjøre mer avanserte beregninger, kan vi bare spekulere i hvor mye som kan tilskrives til hver enkelt grunn. Det interessante å merke seg, er at det ikke er en betraktelig økning i aktiv sparing blant unge familier i perioden før finanskrisen, når vi ser bort fra sparing i bolig.

2009-2011

Når finanskrisen rammet verdensøkonomien påvirket det mange land. Mye av krisen kan tilskrives boligprisboblen i USA, og sterk internasjonal integrasjon førte til stor spredning til sentrale land i Europa. Land som Hellas, Italia, Spania, Irland og Portugal fikk avdekket svakheter i statsfinansene.

Styringsrentene ble redusert til null-nivåer i mange internasjonale sentralbanker, og Norge fulgte raskt etter. I andre kvartal 2009 lå styringsrenten på 1,75 % mot 5,25 % to kvartaler tidligere. I tillegg trappet Norges Bank opp sin tilførsel av likviditet til bankene i form av kortsiktige og langsiktige lån. Staten bidro med likvide statspapiere i bytte mot obligasjoner og tilførte risikokapital til bankene. Tiltakene bidro til at den norske økonomien hentet seg raskt inn etter krisen, men tilliten blant husholdningene var kraftig redusert og forbruket falt (Norges Bank, 2009).

I modellen kan vi se at koeffisientene går fra å være negative til positive etter finanskrisen. Dette er til tross for svært lave styringsrenter som normalt stimulerer til økt konsum.

Tilstedeværelse av høy usikkerhet og forsiktighetsmotivert sparing er antatt å være årsaken bak den høye sparingen i perioden (Gudmundsson og Reiaskvam, 2013).

Samtidig kan innføring av nye bankreguleringer ha hatt betydning for sparemønsteret etter finanskrisen. Et nytt BASEL-regelverk ble implementert i 2007. Regelverket medførte at bankene fikk strengere krav til kvaliteten og størrelsen på ansvarlig kapital, og husholdningene ble stilt overfor strengere kapitalkrav for lån til bolig (Finansdepartementet, 2012). Slike restriksjoner er særlig aktuelle for individer i aldersgruppen vi studerer. Dette vil tale for at det blir vanskeligere for de som ønsker å ta opp gjeld å få nettopp dette, i tillegg til at det kan ha trigget sparing for å tilfredsstille kapitalkrav.

Vi ser at sparingens fluktuasjoner over perioden til en viss grad kan stemmer over ens med makroøkonomiske trekk. Der den ikke stemmer over ens med hva vi skulle forvente, kan vi i stor grad finne forklaringer i måten vi har behandlet dataene og definert sparing. Med den store variasjonen vi ser i sparing over alder, kan det også tenkes at sparingen i unge norske husholdninger faktisk avviker fra det som fremkommer aggregert. Vi må huske at utvalget som analyseres kun representerer en liten del av befolkningen.

Ved å se koeffisientene i lys av hendelser gjennom tiåret, belyser vi en viktig faktor vi ønsker å ta med oss videre: Sparingen i unge norske husholdninger er påvirket av, og påvirker, hendelser i det store bildet. Den har også evnen til å endre seg på kort tid. Om vi hadde hatt data med hyppigere observasjoner enn årlig, kan det godt tenkes at vi kunne se ytterligere svingninger.

Oppsummering av kartleggingen

Gjennom denne empiriske kartleggingen har vi belyst faktorer knyttet til sparingen i unge norske familier. Av de mest spennende funnene, er måten sparingen kan forklares av geografiske forskjeller, tidseffekter og alderseffekter. Vi ser tegn til Modigliani og Brumbergs livssyklushypotese, men finner at denne ikke fullt kan forklare sparemønsteret i utvalget. Ved en grundigere analyse av alderseffektene, ser vi tegn til spareatferd analogt med forsiktighetsmotivert sparing og likviditetsbeskrankninger. Videre viser tidseffektene at sparingen til en viss grad fluktuerer i takt med den makroøkonomiske utviklingen, og endrer seg en del fra år til år.

5.2 Forskningsspørsmål 2:

Forsiktighetsmotivert sparing i unge norske husholdninger

5.2.1 Spesifikasjon og resultat FE-modell

Vi går videre med å benytte en FE-regresjon for å teste hypotesen om forsiktighetsmotivert sparing. Denne fjerner uobserverbare individspesifikke effekter, som er tidskonstante. Vi kan da se sammenhengen mellom hvordan variablene endrer seg over tid, i motsetning til i OLS-modellen som beregner sammenhengen mellom forskjellig nivå av variablene. FE-transformasjonen gjør at koeffisientene vi beregner viser den avhengige variabelens endring i sammenheng med en endring i forklaringsvariabelen. På denne måten vil vi være nærmere å kunne identifisere et årsak-virkning forhold mellom sparing og usikkerhet. En annen gunstig effekt, er at FE-transformasjonen reduserer potensielle problemer med endogenitet tilknyttet tidskonstante effekter, da disse elimineres fra modellen (Wooldridge, 2009).

På samme måte som med OLS-modellen, velger vi å presentere to spesifikasjoner som kontrollerer for inntektseffekten på forskjellig måte. Den første med hyperbolsk inntekt og den andre med absolutt inntekt og kvadrert inntekt. Vi får følgende spesifikasjoner:

$$\tilde{S}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \tilde{U}_{kt} + \beta_2 \tilde{HI}_{it} + \gamma \tilde{D}_t + \varphi \tilde{X}_{it} + \tilde{u}_{it} \quad (1)$$

$$\tilde{S}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \tilde{U}_{kt} + \beta_2 \tilde{I}_{it} + \beta_3 \tilde{I}_{it}^2 + \gamma \tilde{D}_t + \varphi \tilde{X}_{it} + \tilde{u}_{it} \quad (2)$$

Hvor i indekserer husholdning, t indekserer tid og k indekserer kommune og overskrift tilde betyr at variabelen er FE-transformert.

\tilde{S} = Hyperbolsk transformert sparing

\tilde{HI} = Hyperbolsk transformert inntekt

\tilde{U} = Arbeidsledighet

\tilde{D} = Vektor med indikatorvariabler for år

\tilde{I} = Inntekt i 10 000 kr

\tilde{X} = Vektor med indikatorvariabler for familiefaktorer

Vi er primært interessert i koeffisienten arbeidsledighet i denne modellen. Alle andre variabler er med for å unngå endogenitetsproblemer knyttet til utelatte variabler.

Tabell 8: Fixed-effects regresjon av forsiktighetsmotivert sparing

VARIABLER	(1) Hyperbolsk inntekt	(2) Absolutt inntekt
Arbeidsledighet	0.0385*** (0.00703)	0.0625*** (0.00698)
Inntekt (10 000 kr)		0.133*** (0.00133)
Inntekt ² (10 000 kr)		-2.60e-05*** (3.99e-06)
Hyperbolsk Inntekt	0.917*** (0.00828)	
TIDSEFFEKTER		
2002	-0.319*** (0.0217)	-0.474*** (0.0217)
2003	0.208*** (0.0252)	-0.0480* (0.0253)
2004	-0.432*** (0.0253)	-0.794*** (0.0256)
2005	0.722*** (0.0242)	0.208*** (0.0249)
2006	0.819*** (0.0229)	0.199*** (0.0241)
2007	1.063*** (0.0249)	0.266*** (0.0270)
2008	1.380*** (0.0261)	0.339*** (0.0295)
2009	2.956*** (0.0241)	1.742*** (0.0288)
2010	2.583*** (0.0247)	1.274*** (0.0301)
2011	2.418*** (0.0256)	0.976*** (0.0321)
ANTALL BARN		
1	0.727*** (0.0182)	0.503*** (0.0181)
2	0.692*** (0.0232)	0.379*** (0.0231)
3 eller flere	-0.0567 (0.0387)	-0.239*** (0.0385)
ANTALL FAMILIEMEDLEMMER		
2	-3.300*** (0.0169)	-4.945*** (0.0270)
3	-5.036*** (0.0652)	-6.786*** (0.0690)
4 eller flere	-6.297*** (0.218)	-9.113*** (0.219)
Konstant		
	-12.35*** (0.105)	-2.541*** (0.0333)
Observasjoner	6,890,749	6,890,749
R-squared	0.022	0.027
Antall panel	1,723,264	1,723,264

Robuste standardfeil i parentes

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Til forskjell fra OLS-modellene, er indikatorvariabler for alder og geografi utelatt fra denne modellen. Alder er fjernet fordi den, på samme måte som indikatorvariablene for år, endrer seg med én enhet pr år. Dermed blir den høyt korrelert med tidseffektene etter transformasjonen, og skaper problemer relatert til multikollinearitet.

Geografiske effekter er i utgangspunktet tidskonstante, og såfremt personer ikke endrer bostedsfylke, vil denne indikatoren være tidskonstant. Det kan argumenteres for at forskjellige regioner kan ha hatt forskjellig utvikling i perioden, og at vi dermed utelater potensielle effekter av dette i modellen. Resultatene må vurderes deretter.

I Resultatappendiks – Tabell B.1 viser vi hvordan koeffisientene endres når vi endrer hvilke kontrollvariabler som inkluderes. Konklusjonen er at signifikansen og fortegnet til koeffisienten for arbeidsledighet er robust. Vi ser likevel at den endres noe som følge av hvilke indikatorer som inkluderes og hvordan inntekt kontrolleres for. Dette diskuteres mer utdypende i analysen.

Arbeidsledighet

Vi finner at koeffisienten for arbeidsledighet er positiv og signifikant for alle relevante signifikansnivå. Dette innebærer at familiene sparer mer enn de normalt gjør hvis arbeidsledigheten er høyere enn normalt. Mer spesifikt, vil et prosentpoeng økning i arbeidsledighet forklare en økning i sparing på 3,85 % i følge spesifikkasjon 1, og 6,25 % ifølge spesifikkasjon 2.

Inntekt

Koeffisientene for inntekt viser hvordan inntekt utover gjennomsnittlig inntekt kan forklare sparing utover gjennomsnittlig sparing.

I spesifikkasjon 1 ser vi at inntektselastisiteten er 0,89. Dette innebærer at 1 % økning i inntekten, øker sparingen 0,89 %. Som følge av modelleringen, er dette en fast sammenheng for alle nivåer av inntektsøkning.

Vi ser fra spesifikkasjon 2 at det spares om lag 13 % av en inntektsøkning på 10 000 kroner, men at denne responsen er avtagende etter hvert som inntektsøkningene blir større. Responsen blir null for en inntektsøkning på 51 153 846 kroner. Det er med andre ord en positiv respons i sparingen for alle realistiske verdier for inntektsøkning.

Siden koeffisienten for arbeidsledighet endres som følge av hvordan inntekten er modellert, er det nyttig å diskutere hvordan disse er relatert til hverandre. Intuitivt bør høyere arbeidsledighet være assosiert med lavere inntekt, noe som også er tilfellet i utvalget. Korrelasjonsmatrisen viser at korrelasjonen mellom inntekt og arbeidsledighet er $-0,0256$ i modellspesifikasjon 1 og $-0,0587$ i modellspesifikasjon 2.

Siden vi vet at inntekten langt på vei er bestemmende for folks evne til å spare, og høyere arbeidsledighet er assosiert med lavere inntekt, skulle det være naturlig å tro at høyere arbeidsledighet betyr lavere evne til å spare. Modellenes koeffisienter taler for seg selv. Disse skal tolkes ceteris paribus, noe som innebærer at koeffisienten for arbeidsledighet ikke skal sees i sammenheng med inntektsnivået. Høyere arbeidsledighet, alt annet konstant, gir høyere sparing.

Tidseffekter

Variablene for tidseffekter viser prosentvis forskjell i sparing fra basisåret, etter all tidskonstant individspesifikk informasjon er fjernet. Vi legger merke til at disse ikke viser samme mønster som OLS-modellen gjør, og at det også her er relativt store forskjeller mellom de to måtene vi modellerer inntekten på.

5.2.2 Test av modellens forutsetninger

Seriekorrelasjon og heteroskedastisitet

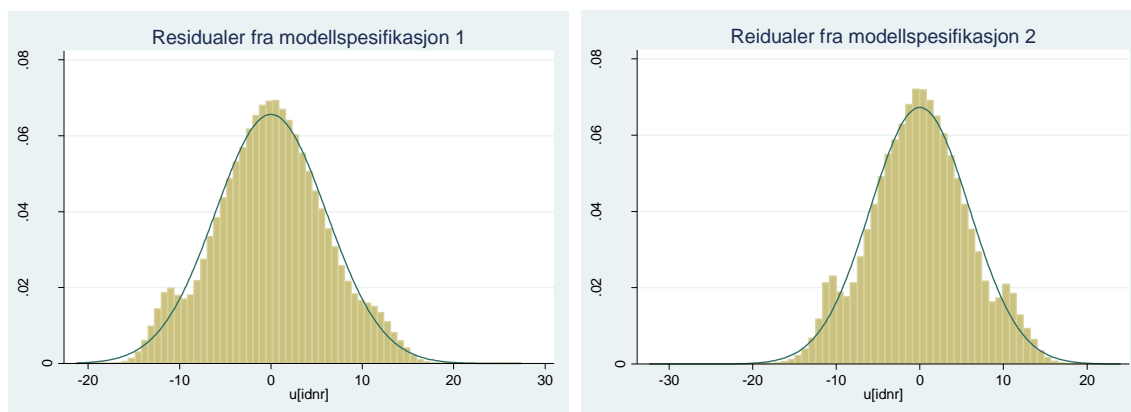
Vi husker at test for autokorrelasjon ved bruk av Drukker (2003) sin seriekorrelasjonstest for paneldatamodeller ikke kunne forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon. Vi benytter oss derfor av klyngefunksjon på panelindikatoren også i denne modellen.

Multikollinearitet

FE-transformasjon reduserer sannsynligheten for endogenitetsproblemer, såfremt elementene som bidro til potensielle problemer med dette i OLS-modellen var knyttet til individspesifikke faktorer (Wooldridge, 2009). Korrelasjonsmatrisen i Dataappendiks – Tabell A.11 viser at det ikke er grunn til store bekymringer for multikollinearitetsproblemer i modellen.

Modellenes residualer

En annen test for å undersøke modellens tilpasning, er å se hvordan residualene er fordelt. Vi ser av Figur 8 at residualene er tilnærmet normalfordelt, noe som indikerer at vi har en relativt bra tilpasning til dataene. I motsetning til OLS-modellen, viser FE-residualene pene normalfordelte histogrammer.



Figur 10: Histogram av residualer

Konklusjon test av forutsetninger

Alt i alt virker modellrammeverkets forutsetninger å være oppfylt for begge spesifikasjonene, selv om vi ser at inntektsmodelleringen påvirker koeffisientene.

5.2.3 Sekundær analyse med livstidsinntektens standardavvik som usikkerhetsmål

Som nevnt i litteraturgjennomgangen i kapittel 2.6 og kapittel 3 om dataene, har det vært en diskusjon om hvordan inntektsusikkerhet kan måles på best mulig måte. Carroll og Samwick (1997) argumenter for at inntektens volatilitet ikke vil være noe godt mål, da variasjonen til inntekten til en viss grad kan kontrolleres av individet selv.

Inspirert av Carroll og Samwicks (1997) undersøkelser, har vi gjennomført en sekundær analyse. Vi estimerer de samme FE-modellene, men inkluderer i tillegg en variabel for livsløpsinntektens standardavvik som estimat på usikkerhet. Siden denne i stor grad er korrelert med størrelsen på den estimerte livstidsinntekten, eksperimenterer vi med å inkludere livstidsinntekten etter skatt.

Vi velger å presentere de mest sentrale koeffisientene av interesse fra modellen. Resultatet i sin helhet finnes i Resultatappendiks – tabell B.2.

Noen av observasjonene i vårt datasett har uspesifisert utdanningsnivå. Følgelig benytter denne analysen færre observasjoner, da vi ikke har mulighet til å koble på informasjon via utdanningskoden for disse. Inkludering av disse variablene i hovedanalysen ville ha ført til en betinget ekskludering av observasjoner, og vi ville ikke lenger operere med et tilfeldig utvalg. Resultatet fra den sekundære analysen er presentert i Tabell 9 og viser fire forskjellige spesifikasjoner. De to første modellerer inntekten med hyperbolsk transformasjon, og de to andre med absolutt inntekt. For begge måtene å kontrollere for inntekt, viser vi hvordan resultatet endrer seg når livstidsinntekten er med og ikke:

Tabell 9: Utvalgte koeffisienter fra sekundær analyse

VARIABLER	Hyperbolsk inntekt		Absolutt inntekt	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Arbeidsledighet	0.0369*** (0.00716)	0.0382*** (0.00713)	0.0598*** (0.00710)	0.0596*** (0.00709)
Livstidsinntekt st.avvik (i 100 prosent)	0.0847*** (0.00184)	-0.168*** (0.00212)	-0.0803*** (0.00181)	-0.143*** (0.00213)
Livstidsinntekt ett.skatt (i millioner kr)		1.229*** (0.0159)		0.929*** (0.0163)
Observasjoner	6,457,887	6,457,887	6,457,887	6,457,887
R-squared	0.024	0.025	0.028	0.029
Antall panel	1,543,574	1,543,574	1,543,574	1,543,574

Robuste standardfeil i parentes

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Til tross for at denne analysen benytter et noe mindre utvalg, ser vi at koeffisientene til både inntekt og arbeidsledighet ikke endres mye.

Livstidsinntektens standardavvik

Vi minner om at denne er målt på basis av en utdanningsgruppe og ikke er husholdningsspesifikk. Koeffisienten for livstidsinntektens standardavvik er positiv i den første spesifikasjonen, men er negativ i de påfølgende tre. Dette innebærer at en økning på ett prosentpoeng i spredningen til husholdningenes estimerte livstidsinntekt, er assosiert med mellom 8 % og 16 % lavere sparing i de tre siste spesifikasjonene. Koeffisienten endres også i negativ retning når livstidsinntekten inkluderes. Ved å betrakte korrelasjonsmatrisen i Dataappendiks – Tabell A.12 for forklaringsvariablene benyttet i modellene, ser vi at korrelasjonen mellom livstidsinntekten og livstidsinntektens standardavvik er høy (0.47).

Dette representerer et potensielt multikollinearitetsproblem, noe som sannsynligvis er årsaken til endringen i koeffisienten for livstidsinntektens standardavvik når livstidsinntekten også inkluderes.

Livstidsinntekten

Koeffisienten for livstidsinntekten er positiv og innebærer en økning i sparing som følge av en økning i forventet livstidsinntekt.

Modellens forutsetninger

Den sekundære analysens modeller benytter på samme måte som de tidligere presenterte modellene klyngefunksjon rundt panelindikatoren for å sikre seriekorrelasjon- og heteroskedastisitetrobuste standardavvik. Problemene knyttet til multikollinearitet gjør at vi har problemer med å tro at modellen viser forventningsrette og konsistente koeffisienter for livstidsinntekten og dens standardavvik.

Innsikt fra den sekundære analysens resultat

I tolkningen av koeffisienten for livstidsinntektens standardavvik må vi først og fremst være bevisste på hvordan variabelen er modellert. Variabelen er koblet til utdanningskoden for høyeste fullførte utdanning til husholdningens overhode. Den vil med andre ord være konstant så lenge høyeste fullførte utdanning ikke endrer seg. I en FE-transformasjon vil den eneste kilden til variasjon komme fra endring i høyeste fullførte utdanningsnivå. At variasjonen ikke er stor, er i seg selv ikke noe stort problem. Estimeringen viser at det er tilstrekkelig variasjon i variabelen til å estimere en sterkt signifikant korrelasjon med sparing. Problemet relaterer seg mer til hva denne variabelen måler, og hva den potensielt plukker opp som følge av når den varierer.

Spørsmålet om husholdningenes forståelse av sin potensielle inntektsprofil er derfor relevant. For mange utdanningsløp, kan det være realistisk å anta at man har en viss anelse om hvilke potensielle utfall man har, og følgelig også usikkerheten knyttet til disse. Det er derfor ikke helt urealistisk at denne variabelen faktisk representerer usikkerhet knyttet til livstidsinntekten. Spørsmålet vil videre være når i studieløpet, eller livsløpet for den del, det er realistisk å anta at dette skal gjøre seg gjeldende i atferden. Siden variabelen vår kun endres ved endt utdanning, kan det godt tenkes den ikke måler endring i usikkerheten knyttet til livstidsinntekten på rett tidspunkt. Vi har testet forskjellige spesifikasjoner hvor vi forsøker

å fremføre variabelen, under antakelsen at man i løpet av studiene er klar over mulighetene studieretningen gir. Resultatene fra disse undersøkelsene gir ingen nye innsikter.

Med vår modellering vil livstidsinntekt og standardavvik kunne plukke opp flere effekter knyttet til at en person har fullført høyere utdanning. I mange tilfeller vil en endring i variabelen skje samtidig som personen går ut i arbeid i stedet for å være student. Følgelig befinner personene seg i en annen livssituasjon. Personer som ender sin studenttilværelse og går ut i fast jobb, vil i de fleste tilfeller ha høyere inntekt og evne til å ta opp lån, i tillegg til å kunne planlegge sin økonomiske fremtid på en annen måte enn som student. Alle tenkelige faktorer som relateres til å ha fullført en utdanning, som samtidig kan tenkes å påvirke sparingen, vil på denne måten kunne bli plukket opp av koeffisientene for livstidsinntekt og dets standardavvik. Det eksisterer derfor store endogenitetsproblemer i disse variablene.

Som Carroll og Samwick (1997) vektlegger i sin analyse, vil inntektsvariasjonen til en viss grad kunne kontrolleres. Dette, i tillegg til modelleringsproblemene, gjør at vi har problemer med å stole på koeffisientene som et resultat i disfavør av hypotesen om forsiktighetsmotivert sparing.

5.3 Diskusjon og analyse av resultatene

Hovedfunn

Først og fremst har vi i likhet med Carroll (2003) påvist at høyere arbeidsledighet kan sees i sammenheng med høyere sparing. Dette fremkommer først i OLS-modellen, hvor vi fikk en indikasjon på at høyere arbeidsledighet er assosiert med høyere sparing. I OLS-modellen kontrollerte vi for underliggende geografiske effekter som i utgangspunktet kunne være med å drive koeffisienten for arbeidsledighet til å være positiv. Siden arbeidsledigheten varierer mellom kommuner, kunne vi ikke være sikre på at det var andre uidentifiserte faktorer i kommuner med høy arbeidsledighet som førte til at det ble spart mer i disse. Alt vi kunne konkludere med fra OLS-modellene, var at det spares mer i kommuner med høy arbeidsledighet enn i kommuner med lav arbeidsledighet.

Resultatene fra FE-modellene viser samme resultat, om enn en noe svakere sammenheng. Forskjellen mellom disse resultatene kan attribueres til forskjellige ting, men kommer sannsynligvis som en følge av at det er forskjellige sammenhenger som estimeres. FE-

regresjonen viser i større grad et årsak-virkning forhold mellom arbeidsledighet og sparing, hvor en positiv endring i arbeidsledigheten er positivt korrelert med en positiv endring i sparing. I motsetning til korrelasjon mellom individuelle observasjoner, estimeres det i FE-modellene korrelasjon basert på informasjon innad i husholdningene – såkalt ”within correlation”. Dette gjør at resultatet kan tolkes mer i retning av hvordan husholdningene responderer på endringer over tid, og vi behøver i mindre grad å være bekymret for at resultatet er drevet av underliggende faste effekter.

Ved å se på forskjellene mellom OLS- og FE-modellene, ser vi at det også er faste effekter som påvirker. De faste effektene for inntekt relaterer seg positivt til sparing, og vi får derfor en svakere sammenheng mellom inntekt og sparing i FE-modellen når disse er fjernet¹⁵. Dette støtter hypotesen om at det kan være uobserverbare karakteristika som tålmodighet, evne til å planlegge og familiebakgrunn som påvirker utdanningsvalg, inntekt og sparing.

Den sekundære analysen viser i stor grad den samme historien som de første FE-modellene vi estimerte. Koeffisientene for arbeidsledighet er bare marginalt lavere når de nye variablene inkluderes. Den sekundære analysen impliserer at høyere spredning på den estimerte livstidsinntekten er assosiert med lavere sparing. Dette kunne i utgangspunktet gitt et todelt resultat å forholde seg til. I tillegg til argumentet om at variasjon i inntekt kan kontrolleres, gjør problemene knyttet til endogenitet og timing i variabelen at det er vanskelig å trekke nye innsikter fra denne analysen.

Resultatene fra modellene avslører også at det eksisterer en systematikk i tallmaterialet relatert til inntekt og arbeidsledighet. Det er endringene vi ser i koeffisientene mellom spesifikasjon 1 og 2, samt endringer som oppstår når vi inkluderer forskjellige indikatorvariabler, vi legger til grunn for dette. I Resultatappendiks - Tabell B.1 ser vi resultatene fra en robusthetstest hvor forskjellige kombinasjoner av indikatorvariabler er inkludert. Det generelle trekket når indikatorer korrelert med inntekt inkluderes, er at det attribueres mindre økonomisk signifikans til inntekt og mer til indikatorvariablene og arbeidsledigheten. Siden arbeidsledigheten ikke varierer over like mange dimensjoner som inntekten gjør, er vår hypotese at inntektseffekten overestimeres som følge av utelatte

¹⁵ Sammenligningen må gjøres mellom FE-modellen rapportert i Resultatappendiks Tabell B.1, hvor de samme indikatorvariablene er inkludert.

indikatorvariabler. Dette gjør at koeffisienten for arbeidsledighet underestimeres¹⁶. Vi underbygger denne påstanden i den videre argumentasjonen når vi ser på arbeidsledighetens evne til å plukke opp både variasjon i inntektsusikkerhet over tid og mellom husholdninger. Manglende variasjon kan i prinsippet føre til at vi ikke klarer å estimere den fulle effekten av forsiktighetsmotivert sparing.

Med utgangspunkt i resultatene vi har fått i OLS- og FE-modellene, mener vi det er stor sannsynlighet for at det eksisterer forsiktighetsmotivert sparing i utvalget. Likevel er det viktig å være klar over usikkerheten knyttet til sammenhengene vi har funnet. Vi estimerer sammenhenger direkte, i såkalt redusert form, og identifiserer derfor ikke et årsak-virkning forhold på samme måte som en strukturell modell ville gjøre. En strukturell modell ville dokumentere og beregne flere sammenhenger mer detaljert, og dermed kunne identifisere årsak-virkningsforhold på en bedre måte. Vi vil derfor kaste lys over kilder til potensielle feilkonklusjoner fra resultatene våre ved å diskutere arbeidsledigheten som mål på inntektsusikkerhet.

Diskusjon av arbeidsledighet som mål på inntektsusikkerhet

I følge teorien om forsiktighetsmotivert sparing, er det nettopp usikkerheten rundt inntekten som skal være drivende. Det er ikke inntekten i seg selv som er viktig i individenes antatte nyttefunksjon, men inntekten som et middel for nyttebringende konsum. Siden marginalnyttan av konsum er svært høy for lave nivå av konsum, predikerer teorirammeverket, at store dropp i konsumet er noe vi til enhver pris ønsker å unngå. Det er derfor vi sparer mer som følge av usikkerhet; for å ha en buffer mot konsumfall. Forståelsen av i hvilken grad sparerresponsen på arbeidsledighet er en respons på inntektsusikkerhet, og ikke andre ting, er derfor essensiell. Vi drøfter derfor hvor godt arbeidsledighet måler inntektsusikkerhet, og belyser faktorer i analyseprosessen som kan påvirke hvor godt den gjør nettopp dette.

Tidligere i oppgaven har vi vært inne på representativiteten og presisjonen til arbeidsledigheten. Siden folk kan arbeide og bo i forskjellige kommuner, vil trolig noen være ubekymret for arbeidsledigheten i sin bostedskommune. Mange av personene i utvalget er dessuten studenter som kan tenkes å vente med å melde flytting til folkeregisteret før de har kjøpt seg egen bolig. Unøyaktigheten dette medfører kan påvirke hvorvidt arbeidsledigheten

¹⁶ Ved å kontrollere for faktorer som påvirker inntekt og sparing, fremkommer muligens et mer korrekt estimat på arbeidsledighetens betydning. Denne er på 10 % økning i sparing per prosentpoeng økning i arbeidsledighet. Resultatet er presentert Tabell B.1 i Appendiks B.

vi tildeler hver enkelt husholdning er den mest relevante for dem. I prinsippet skal ikke denne modellerte unøyaktigheten føre til en forventningsskjevhet i resultatene. Om arbeidsledigheten ikke er relevant for husholdningene den er knyttet til, vil den ikke resultere i en statistisk signifikant sammenheng. Siden arbeidsledigheten er positivt korrelert mellom kommunene, vil dette sannsynligvis bare påvirke størrelsen, og ikke fortegnet, på koeffisienten. Resultatet vi får ut vil således kunne være et konservativt estimat.

Det er ikke bare hvorvidt vi har modellert korrekt som er viktig. Ved å se på hvordan arbeidsledigstallene beregnes, kan vi også drøfte hvor godt den måler inntektsusikkerhet. Tallene viser hvor mange av antatt arbeidsstyrke som ikke har jobb, og det er flere grunner til at dette ikke nødvendigvis representerer sannsynligheten for et inntektsfall. Hvis personer ikke ønsker å få seg arbeid, men lener seg på sosiale velferdssystem og offentlige overføringer, vil ikke nivået på arbeidsledigheten vise hvor usikker inntekten til de som arbeider er. Det eksisterer med andre ord effekter som påvirker *nivået* på arbeidsledigheten, og ikke nødvendigvis har noe med inntektsusikkerhet å gjøre.

Mange av effektene som påvirker arbeidsledighetens nivå kan antas å være faste over tid, og er dermed fjernet i FE-transformasjonen. Selv om vi har fjernet faste effekter, kan det tenkes at måten den *endrer seg over tid* ikke nødvendigvis fanger opp usikkerheten husholdningene opplever. Dette relaterer seg hovedsakelig til to ting: 1) hvordan den plukker opp variasjon over tid og 2) hvor godt variasjonen den plukker opp representerer inntektsusikkerhet for vårt utvalg.

Husholdningenes reelle inntektsusikkerhet stammer fra hvor trygg og forutsigbar inntekten deres er. Dette vil igjen være tett knyttet til behovet for arbeidskraft, siden dette påvirker husholdningenes inntekspotensial. I praksis kan behovet for arbeidskraft endre seg uten at det gjør seg gjeldende i nyansettelse eller avskjedigelser. Da det kun er nyansettelse og avskjedigelser som utgjør endringer i arbeidsledigheten, kan det argumenteres for at mye av endringene i opplevd usikkerhet ikke måles i tallene. For å illustrere, kan en person som arbeider uten fastsatt arbeidstid oppleve å bli tildelt færre eller flere arbeidstimer i forskjellige perioder. Dette representerer en usikkerhet knyttet til muligheten for inntjening, uten at det gjør seg gjeldende i den målte arbeidsledigheten. Det er derfor nærliggende å tenke at vårt usikkerhetsmål ikke varierer like mye som husholdningenes usikkerhet gjør. I dataene våre har vi i tillegg årlige observasjoner. Vi mister dermed muligheten til å identifisere svingninger

som har pågått gjennom året. Resultatene viser således en slags totaleffekt av en langt mer dynamisk og avansert prosess som pågår gjennom hvert år.

Vi vil argumentere for at måten variabelen plukker opp variasjon over tid også relaterer seg til dennes næringsstruktur og demografi. I motsetning til uobserverte faste effekter, som gjør at arbeidsledighetsnivå påvirkes, snakker vi om karakteristika ved forskjellige kommuner som gjør at de vil ha forskjellig variasjon i arbeidsledigheten¹⁷. Noen næringer er mer konjunkturutsatte enn andre og vil følgelig innebære høyere risiko og større svingninger i sysselsettingen. Dette behøver likevel ikke bety at alle arbeidstagere i denne kommunen opplever samme risiko, siden inntektsusikkerheten i forskjellige yrkesgrupper i prinsippet kan være upåvirket av hverandre. En statlig ansatt vil ikke nødvendigvis være påvirket av at det går dårlig i det private næringsliv, men en plattformingeniør kan bli bekymret av oppsigelser som følge av nedskjæringer i oljesektoren. En fremtidig studie vil derfor kunne dra nytte av å knytte sparedataene til arbeidsmarkedsdata for å måle en mer individuell og presis usikkerhet.

Det er ikke bare næringsstrukturen som påvirker tallene på denne måten. Alderssammensetningen kan også ha noe å si. Vi benytter arbeidsledighet for hele befolkningen, men analyserer unge husholdninger. Erfaringsmessig er arbeidsledigheten blant unge høyere som følge av at mange ikke har fast arbeid, noen studerer og flere er i en fase hvor de forsøker å skaffe seg sin første jobb. Med lavere utdanningsnivå og mindre erfaring er denne gruppen mer sårbar i tider med nedbemanning enn andre grupper (Handal, 2007).

Dersom vi kunne påstå at arbeidsledigheten viste husholdningenes individuelle sannsynlighet for tap av inntekt, ville koeffisienten kunne tolkes på en mer bastant måte. Den ville sannsynligvis også være av en annen størrelse enn hva vi observerer. Det er viktig å ta med seg at mange av de nevnte problemene fører til at vi ikke skulle forvente å få et signifikant og robust resultat. Sannsynligvis er våre estimat av den konservative sorten. Vi tar med oss at arbeidsledigheten representerer forskjell i sysselsetting, og dermed forskjell i inntekspotensialet til husholdningene. Til tross for at det er en aggregert størrelse som ikke kan være helt representativ for absolutt alle husholdningene, må vi huske at den er beregnet fra, og sammenstilt til, et utvalg. Derfor argumenterer vi for at koeffisienten vil ha mer sannhet enn løgn innbakt i seg.

¹⁷ Vi kunne ha plukket opp disse via interaksjonsvariabler for arbeidsledigheten og kommuner.

Momentene vi har drøftet til nå, viser hvor vanskelig det er å trekke bastante konklusjoner basert på en enkel statistisk analyse. Vi viser et knippe av problemene knyttet til modellering og endogenitet som påvirker hvor godt vi kan tolke resultatet som en kausal sammenheng. Vi har snakket om potensielle problemer i måten arbeidsledigheten knyttes til husholdningene, hvor godt den måler endringer i usikkerhet og hvordan den påvirkes av faste effekter i nivå og over tid. På denne måten vil arbeidsledigheten, slik vi har benyttet den i analysen, ikke måle inntektsusikkerheten til hver enkelt husholdning ubetinget. Arbeidsledigheten vil være en slags sekkepost med flere faktorer innbakt i seg.

I hvilken grad spiller norske faktorer inn på resultatet?

Sammenlignet med lignende studier gjennomført i andre land, finner vi en noe lavere forsiktighetsmotivert sparing. Forskjellig datagrunnlag og forskningsstrategi kan være grunner til dette. Vi vil likevel trekke frem to karakteristiske forhold ved Norge som kan tenkes å forklare noe av forskjellene.

Arbeidsledigheten i Norge har i perioden vært stabilt lav, og den gjennomsnittlige arbeidsledigheten personene i utvalget opplever er på om lag 4 %. Sammenlignet med andre land, ansees arbeidsledigheten i Norge som lav (NOU, 2011). Dette kan ha med den store andelen offentlige arbeidsplasser, politikk og finansiell situasjon å gjøre. Andre grunner kan være et velfungerende arbeidsmarked og arbeidernes sterke rettigheter. Poenget vi ønsker å få frem, er at det eksisterer forskjeller mellom land som påvirker hvor sikker arbeidsplassen er, og dermed kan bestemme hvor stor inntektsusikkerheten er.

Norge har gode velferdssystem som beskytter innbyggere mot store inntektsfall. Vi har et sosialt sikkerhetsnett få land kan sammenligne seg med. Dette er faktorer som har mye å si for hva konsekvensene av et inntektsfall er. Sammenlignet med andre land, behøver det ikke å ha store konsekvenser for konsumet å bli arbeidsledig i Norge. Statlige støtteordninger sørger for at personer uten arbeid ikke er overlatt helt til seg selv. Videre har vi i Norge et offentlig pensjonssystem som i stor grad reduserer behovet for privat pensjonssparing. Vi vil derfor argumentere for at det er landspesifikke faktorer som er med å på prege hvor sterkt forsiktighetsmotivet til norske husholdninger er, og dermed også preger hvor mye som spares som følge av inntektsusikkerhet.

Implikasjoner av resultatene

Vi har så langt fokusert vår diskusjon på måten vi rent teknisk kan forstå hvordan, og hvorfor, vi observerer resultatene vi gjør. Denne diskusjonen setter resultatene i perspektiv, og hjelper oss å kommunisere usikkerheten knyttet til å trekke konklusjoner basert på en enkel redusert modell. Med dette i minnet, ønsker vi å fokusere på hvilke implikasjoner resultatene kan ha for det økonomiske bildet i Norge.

Av våre analyser, har vi sett at arbeidsledigheten, hva enn den representerer av inntektsusikkerhet, sees i sammenheng med økt sparing. Alt etter hvilken modellspesifikasjon man fester sin tillit til, estimerer vi en økt sparing per prosentpoeng økt arbeidsledighet på 4 % - 13 %. Til tross for at sparing drevet av vår usikkerhetsmål kontrolleres for, ser vi signifikante tidseffekter. Spesielt legger vi merke til de sterke tidseffektene for årene 2009-2011.

Etter finanskrisen i 2008, attribuerer Norges Bank mye av den økte sparingen til forsiktighetsmotivet (Gudmundsson og Reiakvam, 2013). Spareraten økte til tross for god inntektsvekst og lave renter. Forskere i SSB forklarer utviklingen med at det har skjedd en holdningsendring ved at folk er blitt mer forsiktige med å bruke av inntekten sin. Holdningsendringen stammer fra at usikkerheten om fremtiden har økt (Aftenposten, 2013). Vi klarer kun å plukke opp noe av dette gjennom koeffisienten for arbeidsledighet, men en stor andel står fremdeles uforklart. Dette underbygger vårt argument om at den forsiktighetsmotiverte sparingen i unge norske familier kan være mye større enn vi har klart å identifisere gjennom vår forskning.

Å være klar over at norske husholdninger responderer på usikkerhet ved å holde tilbake konsum, er nyttig lærdom for mange aktører i økonomien. I følge nasjonalregnskapet for 2013 utgjorde privat konsum i husholdninger og ideelle organisasjoner 54,3 % BNP i fastlands-Norge (SSB, 2014). Våre resultater bidrar til å forstå hvordan og hvorfor det private konsumet fluktuerer som det gjør. Selv om estimatene ikke nødvendigvis kan benyttes direkte av beslutningstakere i økonomien, gir de en pekepinn på at dette er en viktig faktor som bør utredes og forstås bedre. Som et første steg i forståelsen av temaet, bør de gi inspirasjon til en bredere og mer avansert analyse hvor man forsøker å estimere aktuelle parametre ved egenskapene til familienes spareatferd, derunder deres respons til usikkerhet. I perioder hvor økonomien stagnerer, vil en dypere forståelse være et viktig verktøy i prosessen med å sette

inn målrettede og korrekte tiltak. Å forstå usikkerhet som en viktig faktor for etterspørselssiden understreker for eksempel viktigheten av å ha en tydelig og forutsigbar sentralbank. Ved å redusere usikkerhet gjennom å være transparent og åpen, kan det for eksempel tenkes at sentralbanken har en viktig effekt på stabiliteten til den private etterspørselen.

Kritikk til modellene og ubesvarte spørsmål

Det vil alltid kunne stilles spørsmål til en lang og komplisert databehandlingsprosess med påfølgende statistiske analyser. Vi er de første til å innrømme at det eksisterer utbedringer til denne. Den kanskje største risikoen knyttet til å gjennomføre en direkte estimering i redusert form, mot for å bygge en strukturell modell hvor sammenhengene vil være mer dokumentert og tydelige, er hvorvidt estimatene viser de ønskede årsak-virkning forholdene.

Først og fremst har problemet med å identifisere familiekonstellasjoner gjort at analysen av husholdninger består av 75 % familier med ett medlem. Det kunne være både hensiktsmessig og relevant å kontrollere for flere potensielle heterogenitetsfaktorer, men vi har kun dekket de mest åpenbare. Den geografiske inndelingen i fylker kan for eksempel være noe grov, men vi fant det hensiktsmessig å unngå 428 forskjellige koeffisienter for hver kommune i en grov kartlegging.

Vi skulle gjerne benyttet oss av mikrodimensjonen i datasettet på et mer detaljert nivå. Ved å analysere sparingen dekomponert i forskjellige aktivagrupper, kunne vi helt sikkert belyst flere sider ved hvordan det spares i unge norske familier. I tillegg ville en mer presis justering av avkastningen på disse aktivaklassene forbedre presisjonen i tallmaterialet.

Siden vi har årlige data over en begrenset tidsperiode, har det vært vanskelig å foreta avveininger relatert til timingen av forskjellige variabler. Det finnes argumenter for at enkelte effekter kan ha utslag i perioder både før og etter den perioden de observeres. På den annen side vil dette kunne redusere antall tilgjengelige år for analyse. Vi har prioritert å ivareta flest mulig år, til tross for at varigheten og timingen er interessant og relevant for en dypere forståelse av forsiktighetsmotivert sparing.

I en lang analyseprosess har det også dukket opp nye problemstillinger vi ikke har hatt tid til å undersøke nærmere. Det ville for eksempel vært spennende å undersøke hvorvidt arbeidsledigheten kunne ha et ikke-lineært forhold til sparingen. En annen interessant problemstilling knyttet til målingen av arbeidsledighet, er *når* usikkerheten arbeidsledighet representerer gjør seg mest gjeldende i tallmaterialet. Tar det tid før usikkerheten av økt arbeidsledighet resulterer i økt sparing, eller er dette en noe husholdningene plukker opp før vi ser endringer i arbeidsledighet?

Vi gjentar nok en gang at en strukturell modell i stor grad vil være til hjelp med å kontrollere for heterogenitet og forskjellige effekter. En mer detaljert modell ville tillate oss å gi mer innsikt i hvordan denne påvirker sparingen. På samme måte ville en mer eksplisitt modellering av arbeidsledighetens relasjon til jobbrisiko i forskjellige inntektsgrupper kunne gi et bedre risikomål. Å estimere parametere på husholdningenes atferd vil langt på vei være mer nyttig for beslutningstakere.

Kapittel 6: Oppsummering og konklusjon

6.1 Forskningsspørsmål 1: Kartlegging av sparingen i perioden

Vi har gjennom en grafisk fremstilling og økonometrisk analyse av unge norske familiers sparing belyst hvordan denne har vært i perioden 2001-2011.

Ved bruk av en OLS-modell for hyperbolsk transformert sparing, har vi belyst heterogeniteten i spareatferden til unge norske familier. Sparingen varierer geografisk, over tid og med alder. Modellen viser også at husholdningenes inntekt, deres potensial for å spare, forklarer mye av forskjellen i sparing. Sist, men ikke minst, viste modellen at det er en positiv sammenheng mellom nivå av arbeidsledighet og sparing.

Med bakgrunn i teori om sparing valgte vi å foreta en nærmere diskusjon av alderseffekten på sparing. Vi sammenlignet våre koeffisienter med resultater av lignende studier, og finner tendenser til at familiene går over i en sparende fase relativt tidlig. Ved å studere forskjellen mellom median og gjennomsnittlig sparing, så vi at noen husholdninger driver gjennomsnittet for sparing i negativ retning ved å ta opp gjeld, mens median sparing blir positiv ved en tidligere alder. Disse resultatene er analoge til diskusjonen om kapitalkrav og problemer noen unge husholdninger har med å få tilstrekkelig kapital til å entre boligmarkedet. Vi har ikke undersøkt formelt om livssyklushypotesens implikasjoner for sparing og konsum holder. Vi har heller ikke studert tegnene til likviditetsbegrensninger nærmere, men konkluderer med at sparemønsteret vi ser er i tråd med hva denne teorien predikerer.

Ved å se hvordan sparingen i utvalget kan forklares av års-spesifikke hendelser, ser vi at denne til en viss grad kan forklares av relevante makroøkonomiske trekk for perioden. Videre ser vi at unge husholdningers sparing har evne til å endre seg mye og raskt over tid.

6.2 Forskningsspørsmål 2: Er det forsiktighetsmotivert sparing i unge norske husholdninger?

Vi har ved bruk av FE-regresjon identifisert en positiv sammenheng mellom endring i sparing og endring i arbeidsledighet. Vi konkluderer med at dette skyldes inntektsusikkerhet.

Sparerresponsen er på 4 % - 13 % avhengig av hvilke kontrollvariabler vi inkluderer og hvilke antagelser vi legger til grunn i inntektsmodelleringen. En sekundær analyse med et alternativt mål på usikkerhet ble også benyttet. Resultatene fra den primære og sekundære analysen gir forskjellige svar, og vi argumenterer for at den sekundære analysen ikke måler inntektsusikkerhet godt nok.

Drøftelsen har vektlagt tekniske forhold som påvirker analysenes resultat, og gir lesere et godt grunnlag til å vurdere i hvilken grad sparerresponsen stammer fra inntektsusikkerhet. Vi har også sett på norske forhold som kan være med på å forklare hvorfor resultatene våre avviker fra lignende studier gjennomført i andre land.

Til slutt så vi på hvilke implikasjoner våre resultater har, og argumenterer for at forståelsen av forsiktighetsmotivert sparing vil være viktig for beslutningstakere i økonomien. Vi belyste elementer som kan gi en bedre modell, og kom med forslag til videre forskning.

Kilder

Ando, Albert, Guiso, Luigi, Terlizzese, Daniele og Dorsainvil, Daniel (1992) *Saving Among Young Households. Evidence from Japan and Italy*.

Angeletos, Gerooge-Marios (2001) *The hyperbolic consumption function: Calibration, Simulation and Empirical Evaluation*. Journal of Economic Perspectives, Vol. 15, No. 3, pp 47-68.

Attanasio, Orazio og Browning, Martin (1991) *Consumption over the life cycle and over the business cycle*. CEPR Meeting June, Madrid, 1991

Bjørnestad, Sigurd (2013) *Historisk høy sparing etter finanskrisen*. Aftenposten.
<http://www.aftenposten.no/okonomi/Historisk-hoy-sparing-etter-finanskrisen-7398650.html#.U5bKVyieAT4>

Browning, Martin og Lusardi, Annamaria. (1996) *Household savings: Micro theory and micro facts*. Journal of Economic Literature vol 34. No. 4.

Bunting, David (2001) *Keynes' Law and It's Critics*. Journal of Post Keynesian Economics Vol. 24, No. 1, pp. 149-163

Burbidge, John B., Magee, Lonnie og Robb, Leslie A. (1988) *Alternative transformations to handle extreme values of the dependent variable*. Journal of the American Statistical Association 83: 123-27.

Cagetti, Marco (2003) *Wealth Accumulation over the Life Cycle and Precautionary Savings*. Journal of Business og Economic Statistics, Vol. 21, No. 3, pp. 339-353.

Carroll, Christopher, D. (1992) *The Buffer Stoch Theory of Saving: Some Empirical Evidence*. Board of Governors of the Federal Reserve System

Carroll, Christopher D. (1997) *Buffer-stock saving and the life cycle/permanent invome hypothesis*. The Quarterly Journal of Economics, Vol. 112, No. 1, pp. 1-55.

Carroll, Christopher, D. og Dunn, Wendy (1997) *Unemployment Expectations, Jumping (S,s) Triggers, and Household Balance Sheets*. NBER Macroeconomics Annual 1997, Volume 12.

Carroll, Christopher D. og Kimball, Miles (2001) *Liquidity Constraints and Precautionary Savings*. NBER Working Paper Series. National Bureau of Economic Research.

Carroll, Christopher D. og Kimball, Miles (2006) *Precautionary Saving and Precautionary Wealth*. The New Palgrave Dictionary of Economics, 2nd Edt.

Carroll, Christopher D. og Samwick, Andrew A. (1997) *The Nature of Precautionary Wealth*. Journal of Monetary Economics, 40(1), pp. 41—71

Carroll, Christopher D., Dynan, Karen E. og Krane, Spencer D. (2003) *Unemployment Risk and Precautionary Wealth: Evidence from Households' Balance Sheets*. The Review of Economics And Statistics Vol 85, No.3.

Carroll, Christopher, D. og Summers, Lawrence, H. (1991) *Consumption Growth Parallels Income Growth: Some New Evidence*.

Ceritoğlu, Evren (2009) *The Empirical Importance of Precautionary Savings in Turkey*. PhD Nottingham University

Deaton, Angus (1991) *Saving and Liquidity Constraints*. Econometrica Vol. 59, No. 5, pp 1221-1248.

Deaton, Angus (2005) *Franco Modigliani and the Life Cycle Theory of Consumption*. Princeton University.

Drukker, David M (2003) *Testing for serial correlation in linear panel-data models*. The Stata Journal 3, Number 2, pp. 168-177.

Dynan, Karen E. (1993) *How Prudent are consumers*. Journal of Political Economy, Vol. 101, No. 6 (Dec., 1993), pp. 1104-1113.

Fisher, Irving (1907) *The Rate of Interest*, New York: Macmillan.

Finansdepartementet (2012) *Organisering av og virkemidler for makroovervåking av det finansielle systemet*. Rapport fra en arbeidsgruppe med medlemmer fra Norges Bank, Finanstilsynet og Finansdepartementet.

Friedman, Milton (1957) *A Theory of the Consumption Function*. Princeton University Press

Gourinchas, Pierre-Olivier og Parker, Jonathan A. (2002) *Consumption Over The Life Cycle*. *Econometrica* Vol. 70, No. 1, pp. 47-89.

Gudmundsson, Jørgen og Reiakvam, Lisa K. (2013) *Husholdningers sparing etter finanskrisen*. Aktuell kommentar 1/2013. Norges Bank

Halvorsen, Elin. (2014) *Dokumentasjon av registerdata for spare- og formuesanalyser*. (Notat). Oslo: Statistisk Sentralbyrå.

Handal, Jørn (2007) *Arbeidsledighet og yrkesdeltakelse i OECD-land*. Arbeid og velferd nr. 3-2007

Hubbard, Glenn R., Skinner, Jonathan og Zeldes, Stephen, P. (1994) *Precautionary Savings and Social Insurance*. NBER Working Series. National Bureau of Economic Research.

Karunatileka, Eshan (1999) *The Asian Crisis*. Research paper 99/14. Economic Policy and Statistics Section. House of Commons Library.

Keynes, J.M (1936) *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London og Basingstoke. Macmillan and co ltd.

Kimball, Miles (1990) *Precautionary Saving in the Small and in the Large*. *Econometrica*, Volume 58.

Kirkebøen, Lars Johannessen (2010) *Forskjeller i livsløpsinntekt mellom utdanningsgrupper*. Rapporter 43/2010. Statistisk Sentralbyrå, Oslo-Kongsvinger.

Koijen, Ralph S. J., Nieuwerburgh, Stijn Van, og Vestman, Roine (2013) *Judging the Quality of Survey Data by Comparison with 'Truth' as Measured by Administrative Records: Evidence from Sweden*.

Kraay, A., and Ventura, J. (2007) *The dot-com bubble, the Bush deficits, and the US current account*, in *Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment*, University of Chicago Press.

Larson Midthjell, Nina (2010) *Finanspolitikk og finanskrise – hvilken effekt har egentlig finanspolitikken*. Kritisk kommentar 2/2010. Norges Bank

Modigliani, Franco (1986) *Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations*. The American Economic Review, Vol. 76, No. 3, pp. 297-313. American Economic Association

Norges Bank (2000) *Inflasjonsrapport, 2/00*. Norges Bank.

Norges Bank (2005) *Inflasjonsrapport 3/05*. Norges Bank.

Norges Bank (2006) *Finansiell stabilitet 2/06*. Norges Bank.

Norges Bank (2009) *Pengepolitisk rapport 1/09*. Norges Bank.

NOU (2011) *Bedre integrering*. Kapittel 6.3.3 – Arbeidsledighet.

Tilgjengelig fra: <<http://www.regjeringen.no/nb/dep/bld/dok/nouer/2011/nou-2011-14/7/3/3.html?id=650828>> [25.05.14]

Romer, David (2012) *Advanced Macroeconomics*. 4. Edt. McGraw-Hill

Sandmo, Agnar (1970) *The Effect of Uncertainty on Saving Decisions*. The Review of Economic Studies, Vol. 37, No. 3, pp. 353-360. Oxford University Press

Statistisk Sentralbyrå (SSB), (2014) *Årlig nasjonalregnskap, 2013*

Tilgjengelig fra: <<http://ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/statistikker/nr/aar/2014-05-20#content>> [10.06.14]

Statistisk Sentralbyrå (SSB), (2014) *Skattestatistikk for personer, 2013, foreløpige tall.*

Tilgjengelig fra: <<http://ssb.no/inntekt-og-forbruk/statistikker/selvangivelse/aar-forelopige/2014-04-04?fane=om>> [22.4.2014]

UNECE, (2000) *Terminology on Statistical Metadata: Conference of European Statisticians – Standards and Studies No 53.* Tilgjengelig fra:

<http://ec.europa.eu/eurostat/ramon/coded_files/UNECE_TERMINOLOGY_STAT_METADATA_2000_EN.pdf> [22.4.2014]

Wooldridge, Jeffrey M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data.* The MIT Press. Cambridge, Massachusetts.

Wooldridge, Jeffrey M. (2009) *Introductory Econometrics: A modern approach. 4 utg.* South-Western, Canada.

Zeldes, Stephen P. (1989) *Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence.* The Quarterly Journal of Economics. Vol. 104, No. 2, pp. 275-298

Appendiks A – Dataappendiks

Dette appendikset gir en detaljert presentasjon av registerdatasettets variabler og hvordan disse er definert. Videre redegjøres det for justeringer foretatt i disse under spareestimeringen for å oppnå best mulig kvalitet på analysen. Det redegjøres så for dataenes presisjon, feilkilder, validitet og reliabilitet. Til slutt følger tabeller over hvordan observasjonene fordeler seg, deskriptiv statistikk for den sekundære analysen og korrelasjonsmatrise av benyttede forklaringsvariabler.

En detaljert beskrivelse av registerdataene og påkoblet informasjon

Datasettet benyttet er et tilpasset datasett fra Statistisk Sentralbyrås registerdatabase. Hovedgrunnlaget er inntektsregisteret (eller Inntektsstatistikk for personer og familier, i 2005 erstattet av Inntektsstatistikken for husholdninger) fra år 2000-2011. Flere poster er hentet inn og lagt til fra Selvangivelsesregisteret, dette gjelder særlig detaljerte formuesposter, Arveavgiftsregisteret, og utdanningsstatistikken (Halvorsen, 2012). Databasen er bygget opp gjennom å knytte informasjon fra forskjellige administrative registre via unike identifikasjonsnummer.

Populasjon:

Populasjonen er avgrenset til å omfatte personer bosatt i Norge i aldersgruppen 18-35 år. Det vil si at personer som er i utenrikstjenesten, militær, på Svalbard, i fengsel eller alkoholikerhjem, på psykiatrisk sykehus, eller uten fast bopel er utelatt. Personer med ugyldig fødselsnummer er også tatt ut.

Variabler:

Variablene kan kategoriseres og beskrives kort på følgende måte:

Tabell A.1: Beskrivelse av variabler

KATEGORI	VARIABEL	BESKRIVELSE
Identifiseringsvariable	aar	2000-2011
	idnr	Identifikasjonsnummer
	famidnr	Familienummer
	bokomm	Bostedskommune

Person og familiekarakteristika

	ald	Alder
	ant_familie	Antall personer familien er aggregert over
	antbarn	Antall barn under 18 år i familien

Utdanning

	bu_nus2000	NUS-kode for høyeste utdanning (ny gruppering)
--	------------	--

Inntekter

	lonn	Lønn (kontantlønn, inkluderer dagpenger)
	naering	Netto næringsinntekt
	rentinnt	Brutto renteinntekt
	aksje	Aksjeutbytte
	gevinst	Realisasjonsgevinst
	tap	Realisasjonstap
	andrekap	Andre kapitalinntekter
	ftrygd	Ytelser fra folketrygden
	tjenpen	Tjenestepensjon
	bidrag	Bidrag, livrenter m.m.
	negoverf	Negative overføringer
	rentgjel	Gjeldsrenter
	borettil	Andel av boligselskapsutgifter
	boliginn	Inntekt av boligeiendom, t.o.m. 2005
	brutto	Bruttoinntekt

Aggregerte inntekstposter fra inntektsstatistikken

	wyrkinnt	Yrkesinntekter
	wkapinnt	Kapitalinntekter
	wskplovf	Skattepliktige overføringer
	wskfrovf	Skattefrie overføringer
	wsaminnt	Samlet inntekt
	wskatovf	Sum utlignet skatt og neg.overf.
	wies	Inntekt etter skatt
	wrentbol	Renteutgifter og boliginntekter
	wiesrenb	Inntekt etter skatt/renteutg/boliginnt

Arv og gave

	arvfri	Mottatt avgiftsfri arv
	gavefri	Mottatt avgiftsfri gave
	arvplikt	Mottatt avgiftspliktig arv
	gaveplikt	Mottatt avgiftspliktig gave

Fra selvangivelsen

	lotteri	Mottatt gevinst over 10 000 kr
	arvgave	Mottatt arv/gave over 10 000 kr (100 000 f.o.m 2008)
	boligev	Gevinst ved salg av eiendom
	boligtap	Tap ved salg av bolig
	aksjegev	Gevinst ved salg av aksjer
	aksjetap	Tap ved salg av aksjer

Formue

	bankinn	Bankinnskudd (post 4.1.1)
--	---------	---------------------------

aksjevps	Aksjer registrert i VPS (post 4.1.7.1)
obligvps	Ihendeoblig/oblig registrert i VPS (post 4.1.7.2)
aksjeuno	Aksjer, ikke i VPS (post 4.1.8.1)
obliguno	Ihendeoblig/oblig, ikke i VPS (post 4.1.8.2)
sumvps	Sum verdipapirer VPS (post 4.1.7)
sumunot	Sum verdipapirer ikke i VPS (post 4.1.8)
aksjefond	Andeler i aksjefond (post 4.1.4)
opmafond	Andeler i oblig og pengemarkedsfond (post 4.1.5)
verdipap	Utestående fordringer og andre verdipap. (post 4.1.6)
innbo	Innbo og løsøre (post 4.2.3)
bilbaat	Bil, båt og andre motorkjøretøy (4.2.4 + 4.2.5 + 4.2.6)
borett	Borettslagsleilighet (post 4.3.1)
boliglv	Selveid bolig (post 4.3.2)
hyttelv	Fritidseiendom (post 4.3.3)
anneneie	Annen fast eiendom/skog og gårdsbruk (post 4.3.5)
prodkap	Næringsformue (post 4.4.1 + 4.4.2 + 4.4.3 + 4.4.4)
ipaverdi	Premiefond, IPA (post 4.5.1)
liv	Gjenkjøpverdi livsforsikring (post 4.5.2)
utlandf	Formue i utlandet (bank + eiendom)
utlbank	Innskudd i utenlandske banker
utleien	Fast eiendom i utlandet
utlannet	Annen skattepliktig formue i utlandet
annenf	Annen formue (kontanter, formue i borettslag, annet)
bflv	Bruttoformue, ligningsverdi
sumgjeld	Sum gjeld
boretgtj	Andelseiers gjeld/gjeld i boligselskapet
utlgjeld	Gjeld til utenlandske fordringshavere

Boligopplysninger

	dflytt	Dummy for registrert flytting i Folkeregisteret
Fra Lars Kirkebøen		
	livstinnt_ett	Forventet livstidsinntekt etter skatt gitt fullført utdanning
	livstinnt_stdev	Standardavviket til livstidsinntekten gitt fullført utdanning
Fra KOSTRA		
	arbeidsledighet	Arbeidsledighet etter bostedskommune i prosent

Kilde: "Dokumentasjon av registerdata for spare- og formuesanalyser" – Notat av Elin Halvorsen, SSB (2012).

Utdypende variabeldefinisjoner:

famidnr – En familie består av personer er knyttet til hverandre som ektefeller, registrerte partnere, og/eller som foreldre og barn (uansett barnets alder). En familie kan høyst bestå av to påfølgende generasjoner og kun ett par. Dette betyr at personer som er gifte og/eller har fått egne barn, ikke tilhører foreldrenes familie. Personer som ikke lenger tilhører sine foreldres familie fordi de har giftet seg og/eller fått egne barn, blir aldri seinere regnet til foreldrenes familie. Når f.eks. et ektepar bor sammen med en skilt sønn eller datter, regnes dette som to familier. Som familie regner vi også enkeltpersoner, slik at alle personer er med i en familie, enten sammen med andre eller alene. Samboere med felles barn har ikke samme familienummer, men samboers fødselsnummer er oppgitt under *sambonr*.

antbarn - Som barn regnes personer under 18 år som er registrert bosatt i familien til minst én av foreldrene. Personer som er gift eller samboende og/eller har egne barn tilhører ikke foreldrenes familie. Variabelen er laget ved å summere antall barn under 18 år med samme familienummer. Det vil si at for samboere med felles barn er barnet/barna bare registrert på moren.

bu nus2000 - Norsk standard for utdanningsgruppering er et 6-sifret kodesystem som klassifiserer utdanningsaktiviteter etter nivå og fag. Standarden har seks siffer, hvor første og andre siffer definerer henholdsvis nivå og fagfelt. Nivåinndelingen er bygget opp som følger:

Tabell A.2: Oversikt over nivåinndeling i utdanningskodene

Tredeling av nivå	Nivå	Nivånavn	Klassetrinn
	0	Ingen utdanning og førskoleutdanning	Under skoleplikt
Obligatorisk utdanning	1	Barneskoleutdanning	1.7.klassetrinn
	2	Ungdomsskoleutdanning	8.-10, klassetrinn
Mellomutdanning	3	Videregående grunnutdanning	11.-12. klassetrinn
	4	Videregående, avsluttende utdanning	13.klassetrinn +
	5	Påbygging til videregående utdanning	14.klassetrinn +
Universitets- og høgskoleutdanning	6	Universitets- og høgskoleutdanning, lavere nivå	14.-17. klassetrinn
	7	Universitets- og høgskoleutdanning, høyere nivå	18.-19 klassetrinn
	8	Forskerutdanning	20. klassetrinn +
	9	Uoppgitt	

wies - Inntekt etter skatt er summen av yrkesinntekter, kapitalinntekter og overføringer fratrasket utliknet skatt og negative overføringer (premie og tilskudd til pensjonsordning i arbeidsforhold, pliktig underholdsbidrag, føderådsytelser utenfor jord- og skogbruk o.l.). Yrkesinntekt er summen av lønn og netto næringsinntekt (fratrasket eventuelt årets underskudd). Kapitalinntekt omfatter renteinntekter av bankinnskudd, utestående fordringer, aksjeutbytte, skattepliktig gevinst ved salg fast eiendom og aksjer mv. Fra dette trekkes fradragsberettiget tap ved salg av fast eiendom og aksjer. Skattepliktige overføringer omfatter ulike ytelser fra Folketrygden (f.eks. alderspensjon, uførepensjon, overgangsstønad mv.), tjenstepensjoner, dagpenger under arbeidsledighet, mottatte underholdsbidrag mv. Skattefrie overføringer omfatter blant annet barnetrygd, bostøtte, studiestipend, sosialhjelp, grunn- og hjelpestønad, kontantstøtte mv. For ytterligere informasjon om disse inntektsbegrepene henvises det til Epland & Kirkeberg (2001).

livstinnt ett og livstinnt stdev er henholdsvis beregnet livstidsinntekt etter skatt og standardavviket til denne etter utdanningsgruppering fra Kirkebøen (2010). Utdanningsgrupperingen skiller ut 50 grupper og er knyttet til datasettet gjennom NUS2000-kodene. De 50 gruppene og deres tilhørende inntekt (i millioner kroner) ser slik ut:

Tabell A.3: Forventet livstidsinntekt og dets standardavvik

Utdanningsgruppe	Utdanning	Livstidsinntekt	St.dev
1	Ingen utdanning utover grunnskole	6,87	39,7
2	Påbegynt videregående el. tilsv.skole	7,47	47,4
3	Fullført 12-årig videregående, allmenn el. Tilsv.	7,46	44,3
4	Vdg., humaniora og estetikk	6,31	37,8
5	Vdg., kjemiske fag	9,24	39,7
6	Vdg., informasjon og datateknikk	7,36	35,6
7	Vdg., elektronikk	8,67	33,8
8	Vdg., mekaniske fag	8,17	32,9
9	Vdg., byggfag	7,94	28
10	Vdg., produksjonsfag	7,14	36,6
11	Vdg., helse og sosial	5,94	29,2
12	Vdg., primærnæringsfag	7,21	33,4
13	Vdg., samferdsel og sikkerhet	8,64	40,1
14	Vdg., servicefag	6,35	37
15	Øvrige vdg. fagutdanninger	7,26	44,5
16	Påbygning til vdg., økonomi og administrasjon	7,64	47,1
17	Teknisk fagskole, håndverk og tekniske fag	9,07	40,4
18	Annen påbygning til vdg.	7,91	47
19	Førskolelærer	6,23	22,3
20	Allmenn-, faglærer el. Adjukt	6,77	31
21	Journalist	8,57	41
22	Økonomi og administrasjon	8,81	49
23	Siviløkonom	11,06	53
24	Ingeniør	9,59	43,2
25	Maritim utdanning	8,55	38,7
26	Helsevern	6,77	29,8
27	Sykepleier	6,55	29,5
28	Sosialfag	6,6	27,2
29	Terapeutiske fag	7,05	38,4
30	Cand. mag., uspesifisert eller tverrfakultær	7,1	36
31	Cand. mag., hf-fag	7,06	38,4
32	Cand. mag., sv-fag	7,37	40,8
33	Cand.mag., mn-fag	8,47	49,4
34	Øvrige høyere utdanninger på 1-4 år	7,9	46,8
35	Humaniora og estetikk	7,06	35,3
36	Cand.theol.el. tilsvarende	7,18	27,2
37	Sv- og juridiske fag	7,91	36,5
38	Cand.jur	9,58	51,1
39	Høyere utd., økonomi og administrasjon	10,51	49,9
40	Sivilingeniør	10,49	40,3
41	Arkitekt og hagearkitekt	8,3	39,1
42	Mat.nat. hovedfag el tilsvarende	8,67	42,7
43	Cand. med	12,3	48,6
44	Cand. odont., cand.pharm. og cand.med. vet.	10,06	49,8
45	Sivilagronom, hagebruks- og forstkandidat	7,48	38,7
46	Militær utdanning	9,48	37,7
47	Øvrige høyere utdanninger på 5-6 år	7,56	40,3
48	Forsker, matematikk og naturfag	9,37	38,9
49	Forsker, helsefag	11,1	48,8
50	Andre forskerutdanninger	8,72	39,5

Kilde: "Forskjeller i livsløpsinntekt mellom utdanningsgruppe" - Lars Kirkebøen (2010)

Beregnete variabler

Sparevariabelen benyttet i analysen er beregnet med utgangspunkt i de ovenstående variablene. Den totale sparingen er summen av sparing i realkapital, finanskapital og sparing utland, slik det er gjort rede for i hovedteksten.

Sparing i realkapital beregnes fra formuespostene hytte, bil, båt, produksjonskapital, annen eie og bolig. For bil føres listepriis opp for nye biler, og disse avskrives automatisk i selvangivelsesregisteret etter statens satser. I poster hvor denne formuesposten ikke beveger seg over årene er det lagt inn en manuell avskrivning på 10 % for å reflektere konsum. Båter til en verdi over 50 000 kroner skal føres til anslått markedsverdi eller 75 % av forsikret verdi. Produksjonskapital i privat næringsvirksomhet føres til nedskrevet skatteverdi. All annen skattepliktig formue dekkes av variabelen «annen eie».

Problemet med mange realkapitalstørrelser, er at de ofte er varige konsumgoder som konsumeres over lengre tid. Anskaffelse av varige konsumgoder vil gi et hopp i formuesverdien på realkapitalsiden, som motsvares av en redusert kapitalside ved økt gjeld eller redusert bankinnskudd. For at dataene på best mulig måte skal kunne reflektere faktisk formue og konsum, er det derfor viktig at realstørrelsene og kapitalstørrelsene harmonerer. Dessverre vil det i skattehenseende være både lovlig og gunstig å rapportere en lavest mulig verdi på realkapitalen, samtidig som det i skattehenseende er gunstig for skatteyteren å rapportere full størrelse på gjeld. En formuesbetraktning vil derfor kunne gi et skjevt bilde og ikke gjenspeile den økonomiske realiteten til personene vi observerer.

Sparing i finanskapital består av bankinnskudd, aksjer, obligasjoner, fond, andre verdipapirer og gjeld. For flere av disse postene har det ikke vært påbudt å rapportere 100 % av beholdningen i tidsperioden vi analyserer, men postene er justert opp etter gjeldende satser:

Tabell A.4: Justeringsfaktor finansielle eiendeler

	Børs-noterte aksjer	SMB-noterte aksjer ¹	Ikke-noterte aksjer	Grunn fonds bevis	Aksje-fond	Oblig-fond	Oblig, gjeldsbrev ol
2000	100	65	65	100	100	100	100
2001	100	65	65	100	100	100	100
2002	100	65	65	100	100	100	100
2003	100	65	65	65	100	100	100
2004	100	65	65	65	100	100	100
2005	65	-	65	65	65	100/65?	100
2006	80	-	80	80	80	100	100
2007	85	-	85	85	85	100	100
2008	100	-	100	100	100	100	100
2009							

¹ fra 2005 er ikke SMB-aksjer en kategori i skatteloven. Inngår da i børsnoterte.

Det problematiske med de finansielle eiendelene er å kunne justere for avkastning, slik at den aktive sparebeslutningen fremkommer mest mulig korrekt. Vi har justert alle aksjeverdier med avkastningen på Oslo Børs det aktuelle året.² Aksjefond er justert med en indeks for fonds avkastning utover konsumprisindeksen det aktuelle året. Bankinnskudd fratrekkes renteinntekter gitt fra selvangivelsesregisteret. Det er ikke tatt hensyn til eventuell avkastning utover konsumprisindeks for premiefond og livsforsikring. Sparing i gjeld beregnes som differansen i gjeld og er ikke justert utover konsumprisindeks.

Sparing i utlandet består av verdibeholdninger og eiendom i utlandet som er skattepliktig og ikke føres i andre poster. Ingen justeringer i disse postene er foretatt til denne analysens formål.

² Her kunne vi i prinsippet koblet på informasjon om hver enkelt person sin portefølje fra et verdipapirregister, slik at et nøyaktig estimat på hvert enkelt individs porteføljeavkastning kunne vært beregnet og fratrasket. En slik prosess er svært tidkrevende og den noe enklere tilnærmingen ansees som passende til denne oppgavens formål.

Vurdering av reliabilitet og validitet

Innsamlingsmetode og reliabilitet

Norge er et av få land hvor det eksisterer store mengder registerdata³ for inntekts- og formuesvariable. Dette er en konsekvens av blant annet skattesystemet, som krever at store mengder informasjon om inntekt og formue innhentes. I tillegg eksisterer det en rekke andre administrative registre hvor forskjellig informasjon innhentes og lagres på identifikasjonsnummer. Folkeregisteret er et eksempel på dette.

Fra 1993 tok ligningskontorene i bruk IT-systemer i likningsbehandlingen for første gang (SSB.no, 2014a). Dette har gjort det mulig å koble informasjon innhentet med forskjellig formål sammen, og skaper grunnlag for detaljerte datasett til bruk i forskning. I arbeid med slike datasett er det viktig å være oppmerksom på at tallene som er koblet sammen ofte er innhentet med forskjellige definisjoner og kan være underlagt forskjellige regelverk. Dette kan utfordre dataenes reliabilitet om man ikke er oppmerksom og bevisst på at variablene som benyttes måler det man forutsetter. Til gjengjeld er datamengden stor, noe som fører til robuste statistiske analyser, sammenlignet med å bruke for eksempel survey-data.

Feilkilder

Det er ingen grunn til å tro at det skal være store feilkilder i ligningsdataene, da disse i stor grad registreres og lagres elektronisk i registrene. Potensielle feilkilder består hovedsakelig av feilrapportering fra oppgavegiver til ligningsmyndighetene (SSB.no, 2014a). Feil ved innsamling og bearbeiding av dataene kan også forekomme, men ansees å være relativt ubetydelige. Utvalgsskjevhet som følge av frafall er mye mindre enn ved bruk av survey-data, da alle personer i utgangspunktet skal være registrert i de administrative registrene (Epland og Kirkeberg, 2012).

Dataenes presisjon

For å kunne si noe om variablenes presisjon, er det vanlig praksis å sammenligne tallene med deres aggregerte motpart i Nasjonalregnskapet. En studie på formuesfordelingen i Norge viser at formuesdataene fra registerdataene i stor grad stemmer over ens med tall fra Nasjonalregnskapet for 2009 (Epland og Kirkeberg, 2012). Forskjellen som oppstår kan i stor

³ Et register er en fullstendig fortegnelse over de statistiske enhetene innenfor en bestemt populasjon, og beskriver disse vha. ulike variabler. Alle de statistiske enhetene i et register har en identifikator som gjør det mulig å oppdatere registeret med nye opplysninger om de statistiske enhetene. (UNECE, 2000)

grad attribueres til konseptuelle og definisjonsmessige forskjeller. Dette gjelder særlig formuesposter for bolig og annen ikke-finansiell formue, hvor Nasjonalregnskapet rapporterer boligverdier langt under markedsverdi sammenlignet med registerdataene. Formuesposter for finansielle eiendeler korresponderer tett med Nasjonalregnskapet, men forskjeller i pensjonsformue (insurance technical reserves) gjør at registerdataene bare rapporterer 66 % av den finansielle formuen vi finner i Nasjonalregnskapet. Totalt rapporterer registerdataene en netto formue 26 % større enn Nasjonalregnskapet.

Validitet

Ekstern validitet brukes ofte om hvorvidt resultatene av en studie kan generaliseres til den større populasjonen. Datasettet vi benytter inneholder alle registrerte personer i Norge i gruppen vi studerer. Resultatene er derfor generaliserbare for den aktuelle populasjonen.

Tabell A.5: Antall observasjoner over alder

Alder	Antall observasjoner	Prosent	Kumulativt
19	461,966	6.70	6.70
20	419,900	6.09	12.80
21	388,386	5.64	18.43
22	372,346	5.40	23.84
23	362,711	5.26	29.10
24	354,863	5.15	34.25
25	351,804	5.11	39.36
26	353,061	5.12	44.48
27	361,264	5.24	49.72
28	371,741	5.39	55.12
29	384,718	5.58	60.70
30	398,820	5.79	66.49
31	414,237	6.01	72.50
32	434,636	6.31	78.81
33	458,525	6.65	85.46
34	485,118	7.04	92.50
35	516,653	7.50	100.00
Totalt	6,890,749	100.00	

Tabell A.6: Antall observasjoner over år

År	Frekvens	Prosent	Kumulativt
2001	624,440	9.06	9.06
2002	622,944	9.04	18.10
2003	608,609	8.83	26.93
2004	602,726	8.75	35.68
2005	598,008	8.68	44.36
2006	591,832	8.59	52.95
2007	617,514	8.96	61.91
2008	589,798	8.56	70.47
2009	684,221	9.93	80.40
2010	679,452	9.86	90.26
2011	671,205	9.74	100.00
Totalt	6,890,749	100.00	

Tabell A.7: Antall observasjoner over fylker

Fylke	Frekvens	Prosent	Kumulativt
Østfold	343,493	4.98	4.98
Akershus	645,832	9.37	14.36
Oslo	1,076,587	15.62	29.98
Hedmark	241,046	3.50	33.48
Oppland	243,638	3.54	37.01
Buskerud	339,920	4.93	41.95
Vestfold	289,784	4.21	46.15
Telemark	227,180	3.30	49.45
Aust-Agder	146,436	2.13	51.58
Vest-Agder	237,815	3.45	55.03
Rogaland	608,162	8.83	63.85
Hordaland	718,770	10.43	74.28
Sogn og Fjordane	143,212	2.08	76.36
Møre og Romsdal	338,049	4.91	81.27
Sør-Trøndelag	471,346	6.84	88.11
Nord-Trøndelag	168,554	2.45	90.55
Nordland	315,798	4.58	95.14
Troms	231,113	3.35	98.49
Finnmark	104,014	1.51	100.00
Totalt	6,890,749	100.00	

Tabell A.8: Arbeidsledighet

År	Gjennomsnitt	St.avvik	Median	Min	Maks
2001	3,64	1.38	3,6	0	12,9
2002	4,45	1.40	4,2	0,7	16,4
2003	5,51	1.45	5,5	1	14,3
2004	5,44	1.38	5,6	0,9	13,6
2005	4,96	1.38	4,9	0,6	13,8
2006	3,62	1.18	3,6	0	14,1
2007	2,37	.861	2,2	0	10,4
2008	2,22	.835	2	0,2	10,7
2009	3,50	.991	3,2	0,2	10,9
2010	3,86	.997	3,6	0	11,1
2011	3,56	1.05	3,3	0	9,9
Totalt	3,91	1.08	3,6	0	16,4

Tabell A.9: Antall barn

Antall barn	Antall observasjoner	Prosent	Kumulativt
0	4,279,325	62.10	62.10
1	1,230,291	17.85	79.96
2	994,054	14.43	94.38
3 eller flere	387,079	5.62	100
Totalt	6,890,749	100	

Tabell A.10: Deskriptiv statistikk sekundær analyse

Variabel	Antall observasjoner	Gjennomsnitt	St.avvik	Min	Maks
Hyperbolsk Sparing	6 457 887	-0,150	11,3963	-15,36	15,13113
Inntekt (1000 kr)	6 457 887	22,490	16,0160	0,000081	5882,609
Inntekt ² (1000 kr)	6 457 887	762,340	13831,7	6,55E-09	3,46E+07
Hyperbolsk inntekt	6 457 887	12,700	1,10150	0,73972	18,583
Arbeidsledighet	6 457 887	3,935	1,58203	0	16,4
År	6 457 887	2005,96	3,17025	2001	2011
Alder	6 457 887	27,265	5,12541	19	35
Fylke	6 457 887	9,014	5,73873	1	20
Antall barn	6 457 887	0,646	0,963621	0	12
Antall familiemedl.	6 457 887	1,262	0,463847	1	8
Livstidsinntekt St.avvik	6 457 887	7,450	0,950194	5,94	12,3
Livstidsinntekt ett.skatt	6 457 887	39,721	6,43445	22,3	53

Tabell A.11: Korrelasjonsmatrise over forklaringsvariabler

	Hyperbolsk Sparing	Hyperbolsk Inntekt	Inntekt	Inntekt ²	Arbeids- ledighet	Antall barn	Ant. Familie- medlemmer	Fylkesnummer	Alder	År
Hyp. Sparing	1.0000									
Hyp. Inntekt	0.0969	1.0000								
Inntekt	0.1058	0.6701	1.0000							
Inntekt ²	0.0064	0.0457	0.2412	1.0000						
Arbeidsledighet	-0.0097	-0.0257	-0.0606	-0.0056	1.0000					
Antall barn	0.0353	0.1529	0.2294	0.0175	0.0155	1.0000				
Ant. Familie	-0.0510	0.3446	0.5496	0.0435	-0.0050	0.1978	1.0000			
Fylkesnummer	-0.0201	0.0034	-0.0206	-0.0027	0.2242	0.0605	0.0163	1.0000		
Alder	0.1474	0.3448	0.4236	0.0271	0.0162	0.2625	0.0375	-0.0491	1.0000	
År	0.0203	0.0017	0.0639	0.0071	-0.3181	-0.0307	-0.0108	-0.0069	-0.0643	1.0000

Tabell A.12: Korrelasjonsmatrise sekundær analyse

	Hyperbolsk Sparing	Hyperbolsk Inntekt	Inntekt	Inntekt ²	Arbeids- ledighet	Antall barn	Antall Familiemedl	Fylkes- nummer	Alder	År	Livstidsinnt. ett. skatt	Livstidsinnt st.avvik
Hyp. Sparing	1.0000											
Hyp. Inntekt	0.1037	1.0000										
Inntekt	0.1065	0.6906	1.0000									
Inntekt ²	0.0062	0.0468	0.2438	1.0000								
Arbeidsledighet	-0.0093	-0.0339	-0.0637	-0.0057	1.0000							
Antall barn	0.0351	0.1607	0.2364	0.0176	0.0147	1.0000						
Ant. Familie	-0.0553	0.3571	0.5478	0.0424	-0.0060	0.1983	1.0000					
Fylkesnummer	-0.0191	-0.0015	-0.0227	-0.0028	0.2274	0.0678	0.0184	1.0000				
Alder	0.1493	0.3761	0.4342	0.0270	0.0179	0.2640	0.0368	-0.0471	1.0000			
År	0.0216	0.0197	0.0774	0.0078	-0.3159	-0.0281	-0.0088	-0.0031	-0.0612	1.0000		
Livstinnt e. skatt	0.0399	0.1308	0.2232	0.0192	-0.0226	-0.0910	0.0352	-0.0478	0.1821	-0.0361	1.0000	
Livstinnt. st. avvik	-0.0442	-0.1043	-0.0709	-0.0004	-0.0053	-0.0683	-0.0302	-0.0681	-0.0306	-0.0455	0.4770	1.0000

Appendiks B – Resultatappendiks

I dette appendikset har vi lagt ved resultatene fra robusthetssjekk, det fulle resultatet fra den sekundære analysen, samt en tredje spesifisering for den sekundære analysen hvor vi benytter alle indikatorene.

Robusthetssjekken viser hvordan koeffisienten for arbeidsledighet varierer når vi inkluderer forskjellige kombinasjoner av indikatorvariabler. Hele denne robusthetssjekken benytter hyperbolsk transformert inntekt til å kontrollere for inntektseffekten på sparing. Samme mønster gjelder for spesifiseringen med absolutt inntekt og inntekt kvadrert, men som følge av den tidkrevende prosessen det er å estimere disse sammenhengene, nøyer vi oss med å vise kun en spesifisering.

Det fulle resultatet fra den sekundære analysen sees i tabell B.2.

Den tredje spesifiseringen for den sekundære analysen benytter også hyperbolsk transformert inntekt. Denne fungerer som en robusthetstest for den sekundære analysen, samtidig som også denne kan sammenlignes med tabell B.1.

Det generelle trekket fra alle tabellene er at arbeidsledighetskoeffisienten er noenlunde robust så lenge de mest sentrale indikatorvariablene inkluderes. Effekten av å inkludere andre variabler ser ikke ut til å påvirke koeffisienten nevneverdig.

Tabell B.1: Robusthetssjekk av FE-modell

VARIABLER	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Arbeidsledighet	0.104*** (0.00739)	0.105*** (0.00743)	0.0385*** (0.00703)	0.0396*** (0.00414)	0.0610*** (0.00422)	-0.180*** (0.00404)
Hyperbolsk Inntekt	0.915*** (0.00830)	0.890*** (0.00824)	0.917*** (0.00828)	0.945*** (0.00833)	0.923*** (0.00830)	1.244*** (0.00866)
TIDSEFFEKTER						
2002	-0.363 (0.386)	-0.386*** (0.0218)	-0.319*** (0.0217)			
2003	0.0917 (0.771)	0.0583** (0.0256)	0.208*** (0.0252)			
2004	-0.571 (1.157)	-0.590*** (0.0257)	-0.432*** (0.0253)			
2005	0.568 (1.542)	0.580*** (0.0245)	0.722*** (0.0242)			
2006	0.694 (1.927)	0.749*** (0.0229)	0.819*** (0.0229)			
2007	0.948 (2.313)	1.063*** (0.0250)	1.063*** (0.0249)			
2008	1.207 (2.698)	1.338*** (0.0264)	1.380*** (0.0261)			
2009	2.686 (3.084)	2.815*** (0.0242)	2.956*** (0.0241)			
2010	2.326 (3.469)	2.409*** (0.0248)	2.583*** (0.0247)			
2011	2.227 (3.855)	2.256*** (0.0257)	2.418*** (0.0256)			
ALDER						
20	-0.798** (0.386)			-0.515*** (0.0239)	-0.514*** (0.0239)	
21	-2.249*** (0.771)			-1.655*** (0.0256)	-1.658*** (0.0256)	
22	-2.700** (1.157)			-1.766*** (0.0269)	-1.778*** (0.0270)	
23	-2.551* (1.542)			-1.289*** (0.0283)	-1.314*** (0.0283)	
24	-2.101 (1.927)			-0.514*** (0.0295)	-0.561*** (0.0296)	
25	-1.547 (2.313)			0.371*** (0.0307)	0.294*** (0.0309)	
26	-1.038 (2.698)			1.210*** (0.0318)	1.099*** (0.0320)	
27	-0.572 (3.084)			1.999*** (0.0327)	1.858*** (0.0329)	
28	-0.288 (3.469)			2.606*** (0.0335)	2.442*** (0.0337)	
29	-0.213 (3.854)			2.998*** (0.0342)	2.817*** (0.0345)	
30	-0.266 (4.240)			3.251*** (0.0350)	3.064*** (0.0353)	
31	-0.309 (4.625)			3.505*** (0.0357)	3.316*** (0.0360)	
32	-0.495 (5.011)			3.609*** (0.0364)	3.424*** (0.0367)	
33	-0.700 (5.396)			3.670*** (0.0370)	3.491*** (0.0373)	
34	-1.204 (5.782)			3.437*** (0.0377)	3.261*** (0.0380)	
35	-1.518 (6.167)			3.368*** (0.0385)	3.196*** (0.0387)	

FYLKE						
Akershus	0.808*** (0.0809)	0.866*** (0.0821)			0.758*** (0.0801)	
Oslo	1.517*** (0.0753)	1.758*** (0.0766)			1.544*** (0.0751)	
Hedmark	-0.495*** (0.103)	-0.549*** (0.104)			-0.501*** (0.103)	
Oppland	-0.557*** (0.102)	-0.657*** (0.104)			-0.589*** (0.101)	
Buskerud	0.563*** (0.0965)	0.603*** (0.0981)			0.531*** (0.0963)	
Vestfold	-0.0597 (0.101)	-0.0470 (0.102)			-0.0805 (0.100)	
Telemark	-0.771*** (0.108)	-0.829*** (0.110)			-0.761*** (0.108)	
Aust-Agder	-0.951*** (0.122)	-1.049*** (0.125)			-0.948*** (0.122)	
Vest-Agder	-0.332*** (0.107)	-0.406*** (0.110)			-0.322*** (0.107)	
Rogaland	0.711*** (0.0950)	0.763*** (0.0967)			0.677*** (0.0947)	
Hordaland	-0.146* (0.0880)	-0.237*** (0.0896)			-0.121 (0.0878)	
Sogn og Fjordana	-0.568*** (0.118)	-0.706*** (0.120)			-0.658*** (0.118)	
Møre og Romsdal	-0.723*** (0.0999)	-0.876*** (0.102)			-0.764*** (0.0997)	
Sør-Trøndelag	-0.803*** (0.0873)	-1.027*** (0.0889)			-0.721*** (0.0872)	
Nord-Trøndelag	-1.368*** (0.116)	-1.582*** (0.118)			-1.331*** (0.115)	
Nordland	-0.664*** (0.101)	-0.803*** (0.103)			-0.641*** (0.101)	
Troms	0.00652 (0.105)	-0.122 (0.107)			0.0347 (0.105)	
Finnmark	0.716*** (0.135)	0.680*** (0.137)			0.762*** (0.134)	
ANTALL BARN						
1	0.526*** (0.0188)	0.801*** (0.0182)	0.727*** (0.0182)	0.455*** (0.0187)	0.521*** (0.0188)	0.716*** (0.0184)
2	0.449*** (0.0246)	0.830*** (0.0234)	0.692*** (0.0232)	0.337*** (0.0245)	0.452*** (0.0246)	1.222*** (0.0231)
3	-0.172*** (0.0402)	0.126*** (0.0388)	-0.0567 (0.0387)	-0.311*** (0.0402)	-0.169*** (0.0403)	0.912*** (0.0382)
ANTALL FAMILIEMEDLEMMER						
2	-3.340*** (0.0169)	-3.250*** (0.0169)	-3.300*** (0.0169)	-3.369*** (0.0169)	-3.324*** (0.0169)	-3.433*** (0.0172)
3	-4.647*** (0.0653)	-4.854*** (0.0652)	-5.036*** (0.0652)	-4.935*** (0.0653)	-4.781*** (0.0653)	-6.154*** (0.0654)
4	-5.838*** (0.218)	-6.083*** (0.218)	-6.297*** (0.218)	-6.191*** (0.218)	-6.009*** (0.218)	-7.747*** (0.219)
Konstant	-11.42*** (1.239)	-12.34*** (0.127)	-12.35*** (0.105)	-13.03*** (0.101)	-12.91*** (0.123)	-14.63*** (0.113)
Observasjoner	6,890,749	6,890,749	6,890,749	6,890,749	6,890,749	6,890,749
R-squared	0.028	0.023	0.022	0.025	0.026	0.015
Antall husholdninger	1,723,264	1,723,264	1,723,264	1,723,264	1,723,264	1,723,264

Robuste standardavvik i parentes

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell B.2: Sekundær analyse med livstidsinntektens standardavvik

VARIABLER	Hyperbolsk Inntekt (1)	Hyperbolsk Inntekt (2)	Absolutt Inntekt (1)	Absolutt Inntekt (2)
Arbeidsledighet	0.0369*** (0.00716)	0.0382*** (0.00713)	0.0598*** (0.00710)	0.0596*** (0.00709)
Livstidsinntektens St.avvik	-0.0847*** (0.00184)	-0.168*** (0.00212)	-0.0803*** (0.00181)	-0.143*** (0.00213)
Livstidsinntekt etter skatt		1.229*** (0.0159)		0.929*** (0.0163)
Hyperbolsk inntekt	0.994*** (0.00922)	0.954*** (0.00908)		
Inntekt (10 000 kr)			0.133*** (0.00136)	0.127*** (0.00134)
Inntekt ² (10 000 kr)			-2.58e-05*** (3.91e-06)	-2.47e-05*** (3.75e-06)
TIDSEFFEKTER				
2002	-0.341*** (0.0219)	-0.387*** (0.0219)	-0.487*** (0.0220)	-0.514*** (0.0220)
2003	0.182*** (0.0255)	0.0951*** (0.0255)	-0.0607** (0.0256)	-0.114*** (0.0256)
2004	-0.491*** (0.0257)	-0.624*** (0.0257)	-0.834*** (0.0259)	-0.917*** (0.0259)
2005	0.657*** (0.0246)	0.481*** (0.0247)	0.168*** (0.0253)	0.0598** (0.0252)
2006	0.728*** (0.0234)	0.509*** (0.0234)	0.139*** (0.0245)	0.00299 (0.0244)
2007	0.942*** (0.0254)	0.625*** (0.0256)	0.187*** (0.0276)	-0.0128 (0.0273)
2008	1.269*** (0.0268)	0.948*** (0.0270)	0.277*** (0.0302)	0.0865*** (0.0297)
2009	2.879*** (0.0248)	2.494*** (0.0251)	1.717*** (0.0296)	1.487*** (0.0290)
2010	2.479*** (0.0255)	2.023*** (0.0259)	1.228*** (0.0310)	0.949*** (0.0303)
2011	2.446*** (0.0269)	1.984*** (0.0273)	1.057*** (0.0334)	0.780*** (0.0326)
ANTALL BARN				
1	0.741*** (0.0185)	0.841*** (0.0185)	0.501*** (0.0185)	0.585*** (0.0186)
2	0.742*** (0.0237)	0.914*** (0.0238)	0.402*** (0.0236)	0.545*** (0.0237)
3 eller flere	-0.000754 (0.0399)	0.248*** (0.0400)	-0.216*** (0.0397)	-0.0233 (0.0398)
ANTALL FAMILIEMEDLEMMER				
2	-3.428*** (0.0174)	-3.413*** (0.0173)	-5.011*** (0.0277)	-4.920*** (0.0273)
3	-5.147*** (0.0659)	-5.006*** (0.0657)	-6.821*** (0.0697)	-6.627*** (0.0697)
4 eller flere	-6.424*** (0.221)	-6.268*** (0.220)	-9.136*** (0.221)	-8.881*** (0.221)
Konstant	-9.894*** (0.140)	-15.08*** (0.151)	0.662*** (0.0816)	-3.557*** (0.107)
Observasjoner	6,457,887	6,457,887	6,457,887	6,457,887
R-squared	0.024	0.025	0.028	0.029
Antall panel	1,543,574	1,543,574	1,543,574	1,543,574

Robuste standardavvik i parentes

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabell B.3: Sekundær analyse med alle indikatorer

VARIABLER	(1) Hyperbolsk Sparing	(2) Hyperbolsk Sparing
Arbeidsledighet	0.102*** (0.00752)	0.103*** (0.00750)
Hyperbolsk Inntekt	0.995*** (0.00925)	0.971*** (0.00913)
Livstidsinntekt st. avvik	-0.0904*** (0.00181)	-0.174*** (0.00210)
Livstidsinntekt etter skatt		1.231*** (0.0158)
TIDSEFFEKTER		
2001	0 (0)	0 (0)
2002	-0.593 (0.412)	-0.609 (0.411)
2003	-0.349 (0.823)	-0.375 (0.822)
2004	-1.251 (1.234)	-1.293 (1.233)
2005	-0.326 (1.645)	-0.376 (1.643)
2006	-0.432 (2.056)	-0.489 (2.054)
2007	-0.417 (2.467)	-0.535 (2.465)
2008	-0.350 (2.878)	-0.428 (2.875)
2009	0.967 (3.289)	0.870 (3.286)
2010	0.384 (3.701)	0.265 (3.697)
2011	0.171 (4.113)	0.0893 (4.108)
ALDERSEFFEKTER		
20	-0.655 (0.412)	-0.746* (0.412)
21	-1.957** (0.823)	-2.164*** (0.822)
22	-2.205* (1.234)	-2.497** (1.233)
23	-1.855 (1.645)	-2.210 (1.643)
24	-1.213 (2.056)	-1.621 (2.054)
25	-0.459 (2.467)	-0.925 (2.465)
26	0.253 (2.878)	-0.269 (2.875)
27	0.944 (3.290)	0.376 (3.286)
28	1.453 (3.701)	0.854 (3.697)
29	1.742 (4.112)	1.123 (4.108)
30	1.900 (4.523)	1.268 (4.518)
31	2.074 (4.934)	1.436 (4.929)
32	2.091 (5.345)	1.453 (5.340)

33	2.095	1.458
	(5.757)	(5.751)
34	1.793	1.159
	(6.168)	(6.161)
35	1.690	1.059
	(6.579)	(6.572)
FYLKE		
Akershus	0.809***	0.775***
	(0.0828)	(0.0823)
Oslo	1.559***	1.427***
	(0.0771)	(0.0766)
Hedmark	-0.468***	-0.503***
	(0.105)	(0.104)
Oppland	-0.553***	-0.587***
	(0.104)	(0.103)
Buskerud	0.577***	0.553***
	(0.0989)	(0.0983)
Vestfold	-0.0421	-0.0544
	(0.103)	(0.102)
Telemark	-0.763***	-0.791***
	(0.110)	(0.110)
Aust-Agder	-0.887***	-0.914***
	(0.125)	(0.124)
Vest-Agder	-0.320***	-0.353***
	(0.110)	(0.109)
Rogaland	0.713***	0.657***
	(0.0971)	(0.0964)
Hordaland	-0.129	-0.164*
	(0.0900)	(0.0894)
Sogn og Fjordana	-0.562***	-0.582***
	(0.120)	(0.119)
Møre og Romsdal	-0.704***	-0.728***
	(0.102)	(0.101)
Sør-Trøndelag	-0.732***	-0.766***
	(0.0891)	(0.0885)
Nord-Trøndelag	-1.348***	-1.353***
	(0.118)	(0.117)
Nordland	-0.674***	-0.713***
	(0.103)	(0.102)
Troms	-0.00416	-0.0529
	(0.107)	(0.107)
Finnmark	0.685***	0.594***
	(0.137)	(0.136)
ANTALL BARN		
1	0.513***	0.544***
	(0.0192)	(0.0191)
2	0.459***	0.517***
	(0.0252)	(0.0251)
3	-0.156***	-0.0728*
	(0.0415)	(0.0415)
ANTALL FAMILIE		
2	-3.467***	-3.448***
	(0.0174)	(0.0173)
3	-4.757***	-4.657***
	(0.0659)	(0.0658)
4	-5.960***	-5.846***
	(0.220)	(0.220)
Konstant	-9.338***	-14.32***
	(1.367)	(1.367)
Observasjoner	6,457,887	6,457,887
R-squared	0.030	0.031
Antall husholdninger	1,543,574	1,543,574

Robuste standardavvik i parentes

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1